

## **A política monetária num contexto de indexação: o caso brasileiro**

Carlos Alberto Reis Queiroz\*

Os resultados econômicos obtidos através da implantação do sistema de correção monetária no Brasil têm levantado uma certa polêmica no que diz respeito à eficácia deste instrumento. Alguns estudiosos do assunto chegam mesmo a emitir opiniões desfavoráveis como a de que a correção monetária, no Brasil, tem realimentado o processo inflacionário.

É objetivo deste estudo, portanto, testar, para o caso brasileiro, a hipótese de Friedman de que, em um sistema econômico com correção monetária, o conflito de curto prazo entre inflação e desemprego é amenizado.

Para a avaliação, considerou-se um modelo ligeiramente diferente do original desenvolvido pelo Federal Reserve Bank of St. Louis. Tal diferença justifica-se em vista da falta de dados disponíveis para determinadas variáveis (taxas de juros de longo e curto prazos e a taxa de desemprego).

No presente trabalho foram considerados dois períodos amostrais distintos; um período é o que vai do segundo trimestre de 1957 ao quarto trimestre de 1964, e o outro é o que vai do segundo trimestre de 1965 ao quarto trimestre de 1976. Essa distinção justifica-se em face da instituição da correção monetária no Brasil que se deu a partir do ano de 1965 quando se generalizou o uso de contratos com cláusulas de correção.

Desta forma, um teste de como a correção monetária poderia afetar o conflito de curto prazo, entre desemprego e inflação consistiria em verificar a magnitude e significância dos coeficientes das variáveis mais importantes do modelo – expectativa da inflação e pressão de demanda – para os dois períodos.

Assim, se para o período indexado a magnitude do coeficiente da variável expectativa for estatisticamente menor do que para o período não indexado e a magnitude do coeficiente da variável pressão da demanda for estatisticamente maior, então isso é uma indicação de que as expectativas passaram a participar menos do processo de formação de preços no curto prazo e as variações monetárias, mais.

É sobre a equação de preços que se desenvolve o teste da hipótese de que em um sistema indexado o conflito entre desemprego e inflação é amenizado. Portanto, após estimadas todas as equações do modelo, os resultados econométricos obtidos

\* Professor do Departamento de Economia da Universidade de Brasília e Economista do Banco Central do Brasil.

para o caso brasileiro, tanto na especificação da equação de preços com *Almon Lags*, quanto na especificação com mínimos quadrados simples indicam que:

- a) os agentes econômicos têm empregado menos a expectativa de inflação futura no processo de determinação da taxa de inflação corrente durante o período indexado, comparativamente ao período não indexado. Em suma, numa economia indexada, mesmo no curto prazo, não existe conflito entre inflação e desemprego;
- b) passou a existir uma maior defasagem entre a pressão de demanda gerada pela política monetária e a taxa de inflação durante o período indexado.

Contudo, isso não é suficiente para que se possa afirmar que, para o período indexado, os efeitos da política monetária brasileira se tenham tornado completamente neutros a curto prazo. Se, de um lado, a participação da expectativa de inflação no processo de formação de preços caiu, por outro lado, a participação do hiato de produto real, que neste trabalho substitui a variável pressão de demanda do modelo de St. Louis, também caiu.

Finalmente, observou-se que a escolha de um índice para corrigir os contratos nominais é de fundamental importância. O índice ótimo seria aquele que refletisse apenas mudanças monetárias ocorridas na economia, e não levasse em consideração as mudanças reais; um índice expurgado portanto.

1. Considerações iniciais; 2. A curva de Phillips e sua evolução empírica; 3. A escolha do modelo; 4. O teste de curto prazo; 5. Resultados da estimação do modelo para o Brasil; 6. Conclusões.

In the 1930s, when widespread unemployment was the economic malaise threatening the foundation of a free society, professor John M. Keynes, of King's College, prescribed fiscal activism as a cure. Now in the 1970s, rampant inflation is seen by some to threaten the viability of a free society. Professor Milton Friedman, of the University of Chicago, has prescribed indexation as an effective expedient to preserve a free society. (Yang, Jai-Hoom. The Case for and against indexation: an attempt at perspective. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Oct., 1974. p. 2).

## 1. Considerações iniciais

No ano de 1974, escrevendo um artigo intitulado *Using escalators to help fight inflation* para a revista *Fortune*<sup>1</sup> e, posteriormente, produzindo outro artigo publicado pelo American Enterprise Institute for Public Policy Research em *Essays on Inflation and Indexation*<sup>2</sup> o professor Milton Friedman, da

<sup>1</sup> Friedman. 1974.

<sup>2</sup> Friedman. 1974.

Universidade de Chicago, advogou o emprego da correção monetária como um meio de evitar, se não diminuir, a fase transitória recessiva gerada por uma política apertada de combate à inflação.

A hipótese que Friedman formula nesses dois artigos é de que num sistema econômico indexado, os efeitos colaterais adversos de uma política monetária apertada são amenizados.

A hipótese de Friedman é calcada em vários de seus trabalhos anteriores,<sup>3</sup> e no que se convencionou chamar Moderna teoria quantitativa da moeda,<sup>4</sup> os quais sugerem a existência de um conflito de curto prazo entre inflação e desemprego como consequência da divergência que pode existir entre a taxa de inflação esperada pelos agentes econômicos, na qual baseiam suas decisões, e a inflação que efetivamente virá a ocorrer.

O moderno monetarismo sugere que pelo fato da taxa de inflação esperada não coincidir com a que efetivamente ocorre, isto é, devido ao fato de haver enganos, no curto prazo os efeitos de uma determinada política monetária se farão sentir, pelo menos parcialmente, via ajustamentos de quantidade (taxa de crescimento do produto real) e, posteriormente, em ajustamentos de preço (taxa de inflação). Contudo, no longo prazo, à medida que os enganos são percebidos e corrigidos, a variação nos preços absorve o efeito global da política monetária posta em prática e o produto real retorna ao seu valor potencial, ou seja, ao nível dado pela utilização desejada do estoque de recursos reais da economia.

Baseando-se na equação de trocas  $MV = PT$ , tal proposição teórica pode ser descrita, de maneira extremada, como indicando que no curto prazo a elasticidade da taxa de crescimento do produto real em relação à taxa de crescimento do estoque de moeda é unitária —  $e_c(X, M) = 1$  —, ao passo que a elasticidade da taxa de crescimento de preços em relação à do estoque de moeda é nula —  $e_c(P, M) = 0$ .

A hipótese de Friedman é de que a correção monetária, por si só, não tem o poder de diminuir ou de elevar a taxa de inflação. Seu único efeito seria o de fazer a posição de curto prazo, gerada por uma determinada política de dispêndio, se aproximar do comportamento de longo prazo. Esta hipótese, em contraste com a descrita no parágrafo anterior, é de que a elasticidade da taxa de crescimento do produto real em relação à taxa de crescimento do estoque de moeda é nula —  $e(X, M) = 0$  —, e a elasticidade da taxa de crescimento dos preços em relação à taxa de crescimento do estoque de moeda é unitária —  $e(P, M) = 1$ .<sup>5</sup>

A idéia de que em um sistema indexado os efeitos colaterais da política monetária são minorados, pode ser interpretada, em termos de uma contrapartida empírica, como a hipótese de que a correção monetária faz com que a inflação esperada se aproxime da inflação real mais rapidamente. Isso corresponderia à

<sup>3</sup> Friedman. 1968. p. 1-7.

<sup>4</sup> Andersen. 1970; Laidler. 1975.

<sup>5</sup> Andersen & Karnoski. 1972. p. 151.

hipótese de que numa economia indexada ocorra um ajustamento mais rápido da curva de Phillips de curto prazo, em direção à posição de longo prazo (curva de Phillips vertical). Assim, numa economia indexada a velocidade de ajustamento da inflação esperada à real seria maior.<sup>6</sup> Outra interpretação, alternativa mas não mutuamente exclusiva em relação à primeira, é que numa economia perfeitamente indexada não haveria sentido em se falar de curva de Phillips de curto prazo, definida para um certo valor da variável expectativa da inflação. Como os preços e os salários são automaticamente corrigidos pela correção monetária, a inflação não geraria variação de preços relativos, nem mesmo no curto prazo. Ou seja, a curva de Phillips de curto prazo seria vertical numa economia perfeitamente indexada. E não haveria necessidade de se formar expectativas.

Deste modo, em princípio, seriam dois os efeitos da correção monetária sobre o processo de formação de preços: um efeito que tornaria a curva de Phillips de curto prazo mais vertical e outro, ao longo do tempo, que tornaria o processo de ajuste entre a taxa esperada de inflação e a taxa verificada mais rápido, isto é, o ajuste da curva de Phillips de curto prazo à posição de longo prazo seria mais rápido.

## 2. A curva de Phillips e sua evolução empírica

A partir do trabalho de Phillips em 1958,<sup>7</sup> muitos estudos empíricos e teóricos foram desenvolvidos na pesquisa do processo endógeno de determinação da taxa de inflação.<sup>8</sup> Em linhas bastante gerais, os trabalhos pioneiros apresentavam a taxa de variação do salário nominal como uma função da taxa de desemprego, usada como *proxy* para excesso de demanda no mercado de trabalho, na forma indicada pela equação (1).

$$W_t = \gamma + \theta u_t \quad (1)$$

onde:

$W_t$  = taxa de variação no salário nominal, no período  $t$ ;

$u_t$  = taxa de desemprego no período  $t$ .

Em seguida, foi tentado o acréscimo de outras variáveis explicativas, tais como dispersão do desemprego, mudanças de preço, poder dos sindicatos e produtividade, entre outras. Contudo, um grande avanço no estudo da curva de

<sup>6</sup> Lemgruber, 1977.

<sup>7</sup> Phillips, 1958, p. 283-99.

<sup>8</sup> Para uma revisão completa desses trabalhos, veja Santomero & Seater, 1977 e Lemgruber, 1974, p. 37-46.

Phillips decorreu da hipótese da taxa natural de desemprego, nascida dos trabalhos de Friedman e de Phelps.<sup>9</sup> A partir destas contribuições, passou-se a usar mais uma variável na especificação da equação original. Esta variável se propunha a medir a taxa de inflação esperada para o futuro.

$$W_t = \gamma + \theta u_t + \alpha P_t^a \quad (2)$$

onde:

$P_t^a$  = taxa de inflação esperada para o futuro, formada no período  $t$ .

Anteriormente a esta especificação, Samuelson e Solow empregaram a curva de Phillips como um instrumento de política econômica, estabelecendo uma correlação negativa entre inflação e taxa de desemprego.<sup>10</sup> A taxa de inflação foi por eles considerada como se ajustando ao excesso de demanda no mercado de bens e serviços; a taxa de desemprego foi usada como um índice (negativo) de excesso de demanda – agora não mais do mercado de trabalho, mas do mercado de bens e serviços. Dentro desse procedimento, as autoridades econômicas teriam a possibilidade de escolha entre pontos alternativos, ao longo da curva de Phillips, com taxa de inflação e taxas de desemprego diferentes.

A consideração da variável expectativa de Friedman e Phelps e da variável dependente – taxa de inflação – de Samuelson e Solow conduziu a outra especificação da curva de Phillips. Agora a variável dependente é a taxa de inflação e não mais taxa de variação do salário nominal:

$$P_t = \gamma + \theta u_t + \alpha P_t^a \quad (3)$$
$$\theta < 0 \quad \alpha > 0$$

onde:

$P_t$  = taxa de inflação real;

$P_t^a$  = taxa de inflação esperada para o futuro, formada no período  $t$ .

Mais tarde, outros autores passaram a substituir a variável taxa de desemprego pelo hiato de produto real, para representar excesso de demanda.<sup>11</sup> Tal procedimento é devido à falta de dados estatísticos de desemprego para determinados países, e pode ser justificado com base no trabalho de Okun.<sup>12</sup>

<sup>9</sup> Friedman, 1968, 1969; Phelps, 1976, p. 254-81, 1970, p. 1-26.

<sup>10</sup> Samuelson & Solow, 1960, p. 177-94.

<sup>11</sup> Lemgruber, 1974.

<sup>12</sup> Okun, 1962, p. 98-104.

A equação ficou especificada assim:

$$P_t = \gamma + \theta (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_t) + \alpha P_t^a \quad (4)$$

$$\theta < 0 \quad \alpha > 0$$

onde:

$X_t^F$  = produto potencial no período  $t$ ;

$X_t$  = produto real no período  $t$ .

Após adicionar um processo de formação de expectativas do tipo adaptativo, a equação (4) foi utilizada para testar a chamada teoria aceleracionista da inflação.<sup>13</sup> O teste consiste em estimar a equação e depois estudar a magnitude do coeficiente  $\alpha$ . Se a hipótese  $\alpha = 1$  não for rejeitada, a teoria aceleracionista de que não existe *trade-off* de longo prazo entre a taxa de crescimento dos preços (ou salário nominal) e a taxa de ociosidade (ou taxa de desemprego) é aceita. Se a hipótese  $\alpha = 1$  é rejeitada, admite-se a permanência de um *trade-off* no longo prazo.

A consideração do coeficiente  $\alpha = 1$  para o teste mencionado se baseia na seguinte transformação da equação (4):

$$P_t - \alpha P_t^a = \gamma + \theta (\text{Log } X_t^E - \text{Log } X_t) \quad (5)$$

ou seja, o hiato de produto real se relaciona com a diferença entre a taxa de inflação esperada e real. No momento em que essas taxas se igualarem, teremos uma curva de Phillips vertical, ou seja, com a taxa de desemprego independentemente da taxa de inflação. Se  $\alpha$  for igual a 1, teremos:

$$0 = \gamma + \theta (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1}) \quad (6)$$

$$\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1} = -\frac{\gamma}{\theta} \quad (7)$$

Observe-se que a equação (7) nos informa que, no caso da inflação esperada ser igual à inflação real e  $\alpha = 1$ , a taxa de ociosidade da economia independe da taxa de inflação, sendo igual a  $(-\frac{\gamma}{\theta})$ , correspondendo a uma taxa natural de ociosidade *à la* Friedman.<sup>14</sup>

<sup>13</sup> Lemgruber, 1974.

<sup>14</sup> Friedman, 1968. p. 2-17.

### 3. A escolha do modelo

O teste da teoria aceleracionista, conforme descrito no item anterior, tem sido feito através do emprego de uma única equação representativa da curva de Phillips.

A hipótese que se pretende testar, com dados brasileiros, é de que a introdução de um sistema de indexação teria influência sobre o tão discutido conflito entre inflação e desemprego. Para isso o uso de uma equação única não é suficiente. É necessário um modelo que forneça mais informação, principalmente no que se refere às influências das ações exógenas das autoridades sobre a economia.

A escolha desse modelo precisa ser calcada em determinados critérios, pois existe uma quantidade imensa de modelos. Assim, dois critérios assumem especial importância. Primeiro: o modelo escolhido deve ser destinado a um uso específico, ou seja, um propósito de pesquisa que tenha em mente. Desta forma, a quantidade de variáveis que estarão sendo utilizadas será minimizada. Não resta dúvida que esse procedimento é preferível a se tentar utilizar um modelo suficientemente geral, capaz de lidar com mais ampla variedade de problemas. Segundo: deve ser considerado que, mesmo quando se tem um objetivo bem definido, existem não só processos como também variáveis alternativas a serem utilizadas, e, nessas condições, apenas a aplicação de testes empíricos é relevante em oferecer a indicação correta.

O modelo que será utilizado nesse trabalho foi o desenvolvido pelo Departamento de Pesquisa do Federal Reserve Bank of St. Louis, que consideramos poder atender aos requisitos expostos, pois é extremamente simples como instrumento de trabalho.

### 4. O teste de curto prazo

A teoria aceleracionista tem como principal implicação que, no longo prazo, não existe conflito entre inflação e desemprego embora no curto prazo o *trade-off* exista em virtude do hiato entre a inflação real e a esperada.

De acordo com Friedman, a introdução de um sistema de indexação atuaria no sentido de isolar o lado real das mudanças no lado nominal do sistema econômico. Assim sendo, os agentes econômicos passariam a sentir-se protegidos dos efeitos distributivos da inflação não esperada.

Uma análise do modelo de St. Louis será útil para o entendimento da situação de curto prazo:

$$D\text{Log } Y_t = a_0 + b_0 D\text{Log } M_t \quad (8)$$

$$D_t = D\text{Log } Y_t - (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1}) \quad (9)$$

$$D\text{Log } P_t = a_1 + b_1 D_t + c_1 A_t \quad (10)$$

$$D\text{Log } Y_t = D\text{Log } X_t + D\text{Log } P_t \quad (11)$$

onde:

$M$  = moeda

$Y$  = despesa nominal

$D$  = pressão de demanda

$P$  = índice de preços

$X$  = produto real

$A$  = expectativa de preços futuros

A transmissão dentro do modelo ocorre da seguinte forma: as variações no estoque de moeda ( $M$ ) provocam variações nas despesas globais ( $Y$ ), sendo a elasticidade da despesa global em relação ao estoque de moeda –  $e(Y, M) = b_0$ .

Dada a recursividade\* do modelo, as variações em moeda ( $M$ ) se transmitem a preços ( $P$ ) via pressão de demanda ( $D$ ), sendo a elasticidade dos preços em relação ao estoque de moeda –  $e(P, M) = b_1 b_0$ .

A equação (10) mostra que duas variáveis afetam o processo de formação de preços: a variável pressão de demanda e a variável expectativa de preços futuros. A justificativa para a inclusão dessa última variável no processo de formação de preços, no curto prazo, é que os agentes econômicos precisam formar expectativas sobre a inflação futura para tomar suas decisões. As variações nas expectativas levam a variações nos preços praticados no curto prazo.

Assim, o papel da variável expectativa de preços futuros no processo de formação de preços no curto prazo é de atuar no sentido de superestimar ou de subestimar a influência da política de gastos (*spending*) adotada. Suponhamos que a expectativa seja de que a inflação se agrave no futuro. Nesse caso, os preços vão se elevar em proporção maior do que seria causada unicamente pela política monetária; ou seja, se elevariam de:

$$b_1 b_0 + c_1$$

Suponhamos, agora, que a expectativa seja de que a inflação caia no futuro. Nesse caso, os preços deverão se elevar em proporção menor do que aquela que seria produzida unicamente pela política monetária, ou seja:

$$b_1 b_0 - c_1$$

\* N. do R. A palavra recursivo não consta dos dicionários da Língua Portuguesa. Entende-se por modelo recursivo o modelo para o qual a matriz dos coeficientes das variáveis endógenas é triangular.



No caso de uma economia perfeitamente indexada, quando os agentes econômicos se sentem efetivamente protegidos dos efeitos distributivos de uma inflação não esperada, a introdução da variável expectativa de preços futuros, no processo de formação de preços no curto prazo, perde sentido. Isso se deve ao fato de que agora os preços são automaticamente corrigidos através do instrumento da correção monetária. Os contratos são feitos, efetivamente, em termos reais, sendo qualquer inflação automaticamente compensada. Logo, não haveria necessidade dos agentes econômicos formarem expectativas sobre a inflação antes de tomarem suas decisões. Numa situação de perfeita indexação, a taxa de inflação seria irrelevante.

Dessa forma, o teste sobre como a introdução da correção monetária afeta o conflito de curto prazo, entre inflação e desemprego consiste em verificar a magnitude e significância do coeficiente da variável expectativa de inflação e do coeficiente da variável pressão de demanda.

Assim, levando-se em consideração a equação de preços do modelo de St. Louis, pode-se dizer que, se ao mesmo tempo,  $c_1 + b_1 = 1$ ,  $c_1 = 0$  e  $b_1 = 1$ , as variações monetárias se transmitirão, diretamente, a preços sem afetar o produto real; se, ao mesmo tempo,  $c_1 + b_1 = 1$ ,  $c_1 = 1$  e  $b_1 = 0$ , as variações monetárias se transmitirão, diretamente, a produto real sem afetar preços.

No segundo caso, como  $c_1 + b_1 = 1$ , isso equivale, em termos de curva de Phillips tradicional (ou seja, uma equação de preços que use hiato de produto real  $H_t$ , ao invés da variável pressão de demanda  $D_t$ ) a  $\alpha = 1$ .<sup>15</sup> Nesse caso, embora exista conflito de curto prazo entre preços e produto real, no longo prazo a curva se tornará vertical e o *trade-off* desaparecerá.

Portanto, o teste tradicional da teoria aceleracionista se preocupa em estudar a existência de *trade-off* de longo prazo entre inflação e desemprego ao passo que o teste que acabamos de mencionar se ocupa em confirmar a existência de *trade-off* de curto prazo.

Assim, se para o período indexado a magnitude do coeficiente da variável expectativa for, estatisticamente, menor do que para o período não indexado e a magnitude do coeficiente da variável pressão de demanda for, estatisticamente, maior, então isso é uma indicação de que as expectativas passaram a participar menos do processo de formação de preços no curto prazo e as variações monetárias passaram a participar mais.

<sup>15</sup> Prova-se que a equação da curva de Phillips tradicional

$$D \log P_t = \delta + \theta H_t + \alpha A_t$$

onde:

$H_t$  = hiato do produto real;

$A_t$  = expectativa de inflação futura;

$P_t$  = preços.

equivale à equação de preços do modelo de St. Louis. Porém a interpretação dos coeficientes será diferente. Veja Queiroz, 1978.

## 5. Resultados da estimação do modelo para o Brasil

### 5.1 Modelo para o Brasil

O modelo utilizado em nosso trabalho foi o desenvolvido pelo Federal Reserve Bank of St. Louis. O modelo original foi ligeiramente modificado, contudo, conserva sua característica de recursividade que permitiu o uso da técnica de mínimos quadrados comuns no processo de estimação.

Todas as variáveis foram tratadas em primeiras diferenças logarítmicas e as mudanças, levadas a efeito em relação ao modelo original, se prendem a falta de dados disponíveis para determinadas variáveis, em série de tempo trimestral. Essas variáveis são as taxas de juros de longo e curto prazos e a taxa de desemprego. Portanto, as equações que usam essas variáveis não foram estimadas.

Outra questão é a referente ao processo de formação de expectativa de inflação futura. No modelo de St. Louis utiliza-se, na construção da variável expectativa, coeficientes oriundos da equação taxa de juros nominal de longo prazo. A ausência dessa equação na especificação do modelo empregado levou à necessidade de se adotar outro processo de formação de expectativas. Por conseguinte, na formação de expectativas, utilizamos o método adaptativo de Cagan.<sup>16</sup>

No trabalho econométrico seguiu-se o procedimento que consiste em construir séries de taxas de inflação esperadas para diferentes valores de  $\beta$ , e tomar como estimativa de  $\beta$  aquele valor que maximizar o coeficiente de determinação de função estimada. Assim, para representar a variável expectativa de preços futuros foram utilizados vários coeficientes  $\beta$  de ajustamento (0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9, 1,0).<sup>17</sup>

Dessa forma, foram levantadas várias hipóteses a respeito da velocidade de ajustamento das expectativas de inflação futura. Pode-se provar que a estimativa assim obtida é de máxima verossimilhança.<sup>18</sup>

<sup>16</sup> O modelo de expectativas adaptativas se origina da hipótese de que os agentes econômicos corrijam seus erros, período a período. Considerando  $P$  a taxa de inflação, o asterisco indicando valores esperados, e  $\beta$  o coeficiente de ajustamento, podemos formular o seguinte modelo:

$$P^* - P_{t-1}^* = \beta (P_{t-1} - P_{t-1}^*), \quad 0 < \beta < 1$$

$$P^* = P_{t-1}^* + \beta (P_{t-1} - P_{t-1}^*)$$

Caso a taxa de inflação observada  $P_{t-1}$  seja maior do que a taxa esperada  $P_{t-1}^*$ , então a expectativa de inflação se eleva na proporção  $\beta$  do erro  $P_{t-1} - P_{t-1}^*$ . No caso oposto, a expectativa de inflação diminui na mesma proporção  $\beta$  do erro. Veja Cagan. 1956.

<sup>17</sup> Não foram considerados coeficientes de ajustamento menores que 0,4 por se julgar, *a priori*, que, dada a experiência inflacionária brasileira, uma velocidade de ajustamento de expectativas tão lenta não faria sentido.

<sup>18</sup> Pastore. 1969. p. 106.

O modelo para a economia brasileira consta das seguintes equações:

$$D\text{Log } Y_t = a_0 + \sum_{i=0}^n m_i D\text{Log } M_{t-i} \quad (12)$$

$$D_t = D\text{Log } Y_t - (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1}) \quad (13)$$

$$D\text{Log } P_t = a_1 + \sum_{i=0}^n d_i D_{t-i} + C_1 A_t \quad (14)$$

$$A_t = \sum_{i=0}^n \beta (1 - \beta)^i D\text{Log } P_{t-1-i} \quad (15)$$

$$D\text{Log } Y_t = D\text{Log } X_t + D\text{Log } P_t \quad (16)$$

onde:

- $Y$  = despesa nominal;
- $M$  = moeda;
- $X^F$  = produto potencial;
- $X$  = produto real;
- $P$  = preços;
- $A$  = expectativa de inflação futura;
- $D$  = pressão de demanda.

A estimativa da equação (14) foi feita utilizando-se a técnica de Almon.<sup>19</sup> Foi utilizada especificação com polinômio do 2.º grau, com defasagens distribuídas ao longo do tempo de 2, 4, 6 e 8 períodos. Pelo fato de trabalharmos com períodos amostrais pequenos, utilizamos a técnica de defasagem polinomial com a finalidade de diminuir o número de parâmetros a serem estimados.<sup>20</sup>

A dificuldade em usar o modelo de defasagens polinomiais é que o grau do polinômio e a extensão dos *lags* devem ser especificados *a priori*. O critério que foi usado na escolha de especificações alternativas foi a magnitude do  $\bar{R}^2$ . Portanto, nesse estudo as especificações que produzirem  $\bar{R}^2$  maiores serão consideradas preferíveis em relação a outras que produzirem variância residual mais elevadas ou  $\bar{R}^2$  menores.<sup>21</sup>

<sup>19</sup> Almon, 1965, p. 178-96.

<sup>20</sup> Kelejian & Oates, 1974, p. 156.

<sup>21</sup> Na estimação de mínimos quadrados comuns, a adição de uma variável independente, normalmente, faz com que a soma do quadrado dos resíduos caia. Com a finalidade de permitir comparações entre equações que tenham a mesma variável dependente, mas diferentes variáveis independentes, outra estatística a *variância residual* deve ser computada. A estatística  $\bar{R}^2$  pode diminuir com a adição de uma variável na equação, mesmo quando o  $R^2$  aumenta. Isso é possível uma vez que a variância de  $Y$  não é afetada pelas variáveis independentes. Veja Rao & Miller, 1971, p. 18-21.

## 5.2 Períodos amostrais

Foram considerados dois períodos amostrais:

1. Do segundo trimestre de 1957 (57.2) ao quarto trimestre de 1964 (64.4).
2. Do segundo trimestre de 1969 (69.2) ao quarto trimestre de 1976 (76.4).

Ambos os períodos possuem 31 observações. Essa divisão foi feita baseada no fato do período 57.2 e 64.4 ser representativo de uma época institucional com ausência de correção monetária, e o período de 69.2 a 76.4 ser representativo do uso generalizado de indexação na economia brasileira. O período de 65.1 a 69.1 não foi considerado, primeiro por ser uma época de transição entre o sistema indexado e o não-indexado e, segundo, para permitir uma estrutura de defasagens no segundo período que não se utiliza de dados do primeiro período.

## 5.3 Equação de preços

É sobre a equação de preços que se desenvolve o teste da hipótese de que em um sistema indexado o conflito entre inflação e desemprego é amenizado.

Na comparação entre os dois períodos distintos, é de se esperar que o coeficiente da variável expectativa de inflação futura seja mais elevado no período sem correção monetária em relação ao outro. Isso significa que, para o primeiro período, os agentes econômicos estão formando expectativas de preços, as quais influenciam os preços futuros. No segundo período, com correção monetária, o coeficiente da variável expectativa de inflação futura deve ser menor, indicando que neste período os agentes econômicos estão suficientemente protegidos contra a inflação a ponto de não se preocuparem em formar expectativas. E, logicamente, estas não entram tanto na formação de preços – daí o coeficiente menor.

### 5.3.1 Resultados preliminares

A equação de preços do nosso modelo apresenta a seguinte forma:<sup>22</sup>

$$D\text{Log } P_t = a + \sum_{i=0}^n \lambda_i D_{t-i} + C_1 A_t \quad (17)$$

onde:

$P$  = índice de preços;

$D$  = pressão de demanda, definida como:

$$D = D\text{Log } Y_t - (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1})$$

<sup>22</sup> No trabalho econométrico são utilizados *dummies* sazonais.

$A$  = expectativa de inflação futura construída de acordo com:

$$A_t = \sum_{i=0}^n (1 - \beta)^i D\text{Log } P_{t-1-i},$$

onde  $\beta$  é um coeficiente que representa a velocidade de ajustamento da expectativa de inflação passada.

Antes de reportar os resultados da estimativa dessa equação completa, vamos apresentar a estimação levada a efeito sem a variável pressão de demanda (D). A finalidade desse primeiro exercício é obter informação a respeito do comportamento do coeficiente da variável expectativa de inflação futura no processo de formação dos preços. Os resultados estão apresentados nas tabelas 1 e 2.

As regressões foram feitas utilizando-se a técnica de mínimos quadrados comuns e indicam a variação logarítmica do índice de preços como função da expectativa de inflação  $A$  para os seguintes valores de  $\beta$ : 0,4, 0,5, 0,6, 0,7, 0,8, 0,9, 0,975. Os valores entre parêntesis são a estatística  $t$ .  $\bar{R}^2$  significa coeficiente de determinação ajustado por graus de liberdade.  $EP$  significa erro padrão.  $DW$  é a estatística Durbin Watson.  $GL$  significa graus de liberdade e  $\beta$  é o coeficiente de ajustamento de expectativa de inflação futura.

Os resultados mostram que, em todos os casos, o coeficiente estimado da variável  $A$  é significativamente diferente de zero, no nível de 95%. Essas estimativas iniciais não são capazes de identificar qual o melhor valor do coeficiente  $\beta$  de ajustamento das expectativas para cada período. Isso se deve ao fato de que nos resultados para o período 57.2/64.4, os  $\bar{R}^2$  variam entre 0,45 e 0,49 para os diferentes valores de  $\beta$ , como pode ser observado na tabela 1. Olhando a tabela 2, observa-se que, para o período 69.2/76.4, o mesmo se repete e os  $\bar{R}^2$  assumem o valor de 0,18 para as diversas hipóteses a respeito do valor de  $\beta$ . Portanto, não se pode concluir que para o período indexado (69.2/76.4) a velocidade de ajustamento das expectativas de inflação tenha se elevado em relação ao período não-indexado, uma vez que na forma como foi estimado não é possível identificar o melhor  $\beta$  para cada período.

No que se refere ao comportamento do coeficiente da variável expectativa, para cada valor de  $\beta$  o coeficiente  $c$  é sempre mais elevado para o período 57.2/64.4 (não-indexado). Isso significa que a elasticidade da taxa de inflação futura é sempre mais elevada para o período não-indexado, para qualquer hipótese que se faça a respeito da velocidade de ajustamento das expectativas (aqui representada pelo valor  $\beta$ ).

O que se pode afirmar com relação ao comportamento do coeficiente  $c$  nos dois períodos é que, para cada valor de  $\beta$  utilizado, o coeficiente da variável expectativa de inflação futura é maior para o período 57.9/64.4. Mas se faz necessária a realização de teste apropriado para saber se é estatisticamente maior. Tal teste será realizado no fim deste item.

Tabela 1

Equação de preços

Período 57.2/64.4

$$D\text{Log } P_t = a + d_1 D_1 + d_2 D_2 + d_3 D_3 + c A_t$$

$$A_t = \sum_{i=0}^n \beta (1-\beta)^i D\text{Log } P_{t-1-i}$$

	$\beta=0,4 \quad n=13$	$\beta=0,5 \quad n=9$	$\beta=0,6 \quad n=8$	$\beta=0,7 \quad n=5$	$\beta=0,8 \quad n=4$	$\beta=0,9 \quad n=3$	$\beta=0,975 \quad n=2$
$C_t$	0,8727 (4,8991)	0,8294 (4,9425)	0,7943 (4,9555)	0,7624 (4,9215)	0,7302 (4,8346)	0,6955 (4,6872)	0,6667 (4,5375)
$a$	0,0482 (2,3740)	0,0519 (2,6459)	0,0551 (2,8761)	0,0579 (3,0668)	0,0603 (3,2077)	0,0625 (3,3067)	0,0641 (3,3571)
$D_1$	-0,0198 (-0,9467)	-0,0231 (-1,1048)	-0,0262 (-1,2523)	-0,0291 (1-3788)	-0,0314 (-1,4685)	-0,0329 (-1,5119)	-0,0334 (-1,5098)
$D_2$	-0,0641 (-3,1628)	-0,0667 (-3,2946)	-0,0686 (-3,3834)	-0,0696 (-3,4180)	-0,0696 (-3,3884)	-0,0685 (-2,2933)	0,0671 (-3,1825)
$D_3$	-0,0353 (-1,7501)	-0,0347 (-1,7259)	-0,0335 (-1,6668)	-0,0317 (-1,5695)	-0,0293 (-1,4379)	-0,0266 (-1,2814)	-0,0244 (-1,1572)
$R^{-2}$	0,49	0,49	0,49	0,49	0,48	0,47	0,45
$EP$	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04
$DW$	1,80	1,93	2,06	2,18	2,29	2,37	2,41
$GL$	26	26	26	26	26	26	26

Tabela 2  
Equação de preços  
Período 69.2/76.4

$$D\text{Log } P_t = a + d_1 D_1 + d_2 D_2 + d_3 D_3 + c A_t$$

$$A_t = \sum_{i=0}^n \beta (1-\beta)^i D\text{Log } P_{t-1-i}$$

	$\beta=0,4$ $n=13$	$\beta=0,5$ $n=9$	$\beta=0,6$ $n=8$	$\beta=0,7$ $n=5$	$\beta=0,8$ $n=4$	$\beta=0,9$ $n=3$	$\beta=0,975$ $n=2$
$C_t$	0,8596 (3,2015)	0,7653 (3,1893)	0,6981 (3,1833)	0,6364 (1,1817)	0,6042 (3,1830)	0,5683 (3,1848)	0,5444 (3,1867)
$a$	0,0036 (0,2133)	0,0080 (0,5119)	0,0112 (0,7538)	0,0137 (0,9674)	0,0158 (1,1598)	0,0177 (1,3443)	0,0190 (1,4797)
$D_1$	0,0086 (0,7366)	0,0080 (0,7494)	0,0089 (0,7639)	0,0091 (0,7775)	0,0092 (0,7887)	0,0093 (0,7964)	0,0094 (0,7992)
$D_2$	0,0106 (0,9435)	0,0180 (0,9551)	0,0108 (0,9604)	0,0108 (0,9596)	0,0107 (0,9515)	0,0105 (0,9356)	0,0103 (0,9189)
$D_3$	0,0102 (0,9109)	0,0101 (0,9045)	0,0100 (0,8937)	0,0098 (0,8785)	0,0096 (0,8598)	0,0094 (0,8378)	0,0092 (0,8201)
$R^{-2}$	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18	0,18
$EP$	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02
$DW$	1,80	1,85	1,90	1,94	1,98	2,01	2,04
$GL$	26	26	26	26	26	26	26

A seguir, reproduzimos na tabela 3 as melhores estimativas da equação de preços do modelo de St. Louis feitas com uso de polinômio do 2.º grau para os diferentes valores de  $\beta$ , para ambos os períodos. Os valores entre parêntesis são a estatística  $t$ .  $\bar{R}^2$  significa coeficiente de determinação ajustado por graus de liberdade.  $EP$  significa erro padrão.  $DW$  é a estatística Durbin Watson.  $GL$  significa graus de liberdade e o valor entre parêntesis depois do  $A_t$  é o coeficiente de ajustamento de expectativa de inflação futura  $\beta$ .

A comparação dos resultados econométricos entre os dois períodos mostra que a defasagem da variável pressão de demanda é maior para o período indexado. A indexação parece que tende a aumentar o *lag* com que a pressão de demanda (e, portanto, a política monetária) atua sobre os preços. O coeficiente da variável expectativa de preços é sistematicamente mais elevado para o período não-indexado (57.2/64.4).

Em relação ao coeficiente  $\beta$  de ajustamento da variável expectativa de preços, o valor de  $\bar{R}^2$  se eleva ligeiramente à medida que o valor de  $\beta$  cresce, em ambos os períodos, com e sem correção monetária. Este comportamento não sugere que no período indexado tenha ocorrido uma aceleração de ajustamento de expectativas.

A curva de Phillips tradicional,

$$D\text{Log } P_t = \gamma - \theta H_t + \alpha A_t \quad (18)$$

onde:

$P$  = índice de preços;

$H$  = hiato de produto real;

$A$  = taxa de inflação esperada,

equivale à equação de preços do modelo de St. Louis,

$$D\text{Log } P_t = a + d D_t + c A_t \quad (19)$$

onde:

$$D_t = D\text{Log } Y_t - (\text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1})$$

$Y$  = despesa total;

$X^F$  = produto potencial;

$X$  = produto real,

e as relações de correspondência entre os coeficientes das duas formulações é a seguinte:

$$\gamma = \frac{a}{1-d}$$



Tabela 3

Período 57.2/64.4				Período 69.2/76.4			
$DLog P_t = 0,0114 + 0,2112 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6703 A_t$				$DLog P_t = 0,0352 + 0,2120 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,3781 A_t$			
(0,5764)	(2,6586)	(3,7819)	$\beta = 0,4$	(1,5336)	(2,3278)	(1,0665)	$\beta = 0,4$
$R^{-2} = 0,67$		$DW = 1,45$		$R^{-2} = 0,27$		$DW = 1,73$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	
$DLog P_t = 0,0142 + 0,1968 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6749 A_t$				$DLog P_t = 0,0366 + 0,2112 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,3488 A_t$			
(0,7435)	(2,5193)	(4,0670)	$\beta = 0,5$	(1,7816)	(2,3763)	(1,1436)	$\beta = 0,5$
$R^{-2} = 0,69$		$DW = 1,60$		$R^{-2} = 0,28$		$DW = 1,78$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	
$DLog P_t = 0,0171 + 0,1836 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6780 A_t$				$DLog P_t = 0,0374 + 0,2106 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,3304 A_t$			
(0,9274)	(2,3719)	(4,2896)	$\beta = 0,6$	(1,9956)	(2,4289)	(1,2283)	$\beta = 0,6$
$R^{-2} = 0,71$		$DW = 1,74$		$R^{-2} = 0,28$		$DW = 1,83$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	
$DLog P_t = 0,0054 + 0,1736 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6766 A_t$				$DLog P_t = 0,0380 + 0,2102 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,3165 A_t$			
(0,2691)	(2,2560)	(4,4478)	$\beta = 0,7$	(2,1959)	(2,4791)	(1,3108)	$\beta = 0,7$
$R^{-2} = 0,72$		$DW = 1,89$		$R^{-2} = 0,29$		$DW = 1,87$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	

(continua)

Tabela 3

(conclusão)

Período 57.2/64.4				Período 69.2/76.4			
$DLog P_t = 0,0222 + 0,1679 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6682 A_t$			$\beta = 0,8$	$DLog P_t = 0,0386 + 0,2100 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,3048 A_t$			$\beta = 0,8$
(1,2420)	(2,1877)	(4,5338)		(2,3853)	(2,5262)	(1,3891)	
$R^{-2} = 0,72$		$DW = 2,02$		$R^{-2} = 0,29$		$DW = 1,91$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	
$DLog P_t = 0,0238 + 0,1668 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6529 A_t$			$\beta = 0,9$	$DLog P_t = 0,0391 + 0,2100 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,2944 A_t$			$\beta = 0,9$
(1,3341)	(2,1755)	(4,5518)		(2,5733)	(2,5733)	(1,4631)	
$R^{-2} = 0,72$		$DW = 2,13$		$R^{-2} = 0,30$		$DW = 1,95$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	
$DLog P_t = 0,0246 + 0,1703 \sum_{i=0}^2 D_{t-i} + 0,6305 A_t$			$\beta = 1,0$	$DLog P_t = 0,0396 + 0,2100 \sum_{i=0}^8 D_{t-i} + 0,2850 A_t$			$\beta = 1,0$
(1,3736)	(2,2198)	(4,5061)		(2,7612)	(2,6139)	(1,5348)	
$R^{-2} = 0,72$		$DW = 2,21$		$R^{-2} = 0,31$		$DW = 1,99$	
$EP = 0,03$		$GL = 23$		$EP = 0,02$		$GL = 23$	

$$\theta = \frac{d}{1-d}$$

$$\alpha = \frac{c}{1-d}$$

A finalidade desse exercício econométrico é buscar informação sobre o *trade-off* de curto prazo entre inflação e crescimento de produto real. O teste se desenvolve com base na magnitude de  $c + d$ ,  $c$ ,  $d$ . As tabelas 4, 5 e 6, que se seguem, apresentam esses valores para períodos indexado e não-indexado, para as diferentes hipóteses a respeito de  $\beta$ .

Tabela 4  
magnitude de  $c + d$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado	Período 69.2/76.4 Indexado
0,4	0,88	0,59
0,5	0,87	0,56
0,6	0,86	0,54
0,7	0,85	0,53
0,8	0,84	0,51
0,9	0,82	0,50
1,0	0,80	0,49

Tabela 5  
magnitude de  $c$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado	Período 69.2/76.4 Indexado
0,4	0,67	0,38
0,5	0,67	0,35
0,6	0,68	0,33
0,7	0,68	0,31
0,8	0,67	0,30
0,9	0,65	0,29
1,0	0,63	0,28

Tabela 6  
magnitude de  $d$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado	Período 69.2/76.4 Indexado
0,4	0,21	0,21
0,5	0,20	0,21
0,6	0,18	0,21
0,7	0,17	0,21
0,8	0,16	0,21
0,9	0,17	0,21
1,0	0,17	0,21

Para que se pudesse garantir completa ausência de conflito entre inflação e desemprego, teríamos que encontrar:

$$c + d = 1$$

$$c = 0$$

$$d = 1.$$

Como esses resultados não se verificam para nenhum dos dois períodos, não podemos garantir completa ausência de *trade-off*, no curto prazo, para o período não-indexado, nem para o indexado.

Observa-se, na tabela 4, que o valor de  $c + d$  para o período 57.2/64.4 é, substancialmente, mais elevado (variando em torno de 0,85), comparativamente ao período 69.2/76.4 (que varia em torno de 0,55). A magnitude de  $d$  não se apresenta muito diferente entre os dois períodos, conforme indica a tabela 6 e observa-se na tabela 5 que a magnitude de  $c$  que, para o período 57.2/64.4, variava entre 0,63 e 0,68, cai de modo significativo, no período 69.2/76.4, passando a variar entre 0,28 e 0,38.

Essas informações parecem nos indicar que houve melhora no sentido que a elasticidade das variações de preços em relação às variações de moeda tenham se elevado, embora não se possa dizer que, para o período indexado, o *trade-off* de curto prazo tenha deixado de existir. Ou seja, a política monetária passou, no curto prazo, a afetar mais preços do que produto.

A interpretação desses resultados é baseada na hipótese de que o grande efeito da introdução da correção monetária nos contratos nominais é o fato de que os agentes econômicos passam a não se preocupar mais com os efeitos distributivos de variações não esperadas da taxa de inflação. Assim, com o instrumento da correção monetária, tanto devedores quanto credores não serão mais

imprevisivelmente prejudicados ou beneficiados, uma vez que, na verdade, os contratos passam a ser celebrados em termos reais. Logo, não precisam formar expectativas ao fazerem os contratos. Daí o valor de  $c$  deveria ser próximo de zero, indicando que as expectativas não influenciam a formação de preços.

### 5.3.2 Especificação completa – outra comparação

O uso do critério de escolha da melhor equação para cada período com base no valor de  $\bar{R}^2$  indicou a existência de defasagens diferentes para a variável pressão de demanda  $D_t$ . A amostra 57.2/64.4 apresentou uma defasagem de dois períodos como sendo a melhor e a amostra de 69.2/76.4 apresentou uma defasagem de oito períodos.

A análise e as conclusões do item anterior estão, portanto, feitas com base em comparação da mesma equação, porém com especificações diferentes. Vamos, agora, apresentar as tabelas 7, 8 e 9, divulgando os valores de  $c + d$ ,  $c$  e  $d$ , para os dois períodos amostrais, com especificações idênticas da equação de preços.

Tabela 7  
magnitude de  $c + d$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado		Período 69.2/76.4 Indexado	
	$n = 8$	$n = 2$	$n = 8$	$n = 2$
0,4	0,59	0,88	0,59	0,89
0,5	0,60	0,87	0,55	0,80
0,6	0,60	0,86	0,54	0,75
0,7	0,61	0,84	0,53	0,70
0,8	0,61	0,84	0,51	0,67
0,9	0,60	0,82	0,50	0,64
1,0	0,59	0,80	0,49	0,62

No que se refere à especificação da equação de preços, com uma defasagem de oito períodos para a variável pressão de demanda, a magnitude de  $c + d$  permanece inalterada nos dois períodos e difere bastante de 1. Quanto ao valor de  $c$ , ocorre uma situação inversa, ou seja, esse valor aumenta, significativamente, no período 69.2/76.4. O valor de  $d$  cai para o mesmo período. Essas informações nos conduzem, portanto, a uma conclusão completamente oposta, pois para o período indexado  $c + d$  assume um valor bastante pequeno,  $c$  aumenta e  $d$  diminui. Dessa forma, teríamos uma piora no *trade-off* de curto prazo entre inflação e produto.

Tabela 8  
magnitude de  $c$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado		Período 69.2/76.4 Indexado	
	$n = 8$	$n = 2$	$n = 8$	$n = 2$
0,4	0,4	0,67	0,37	0,79
0,5	0,06	0,67	0,34	0,71
0,6	0,07	0,68	0,33	0,65
0,7	0,08	0,67	0,32	0,61
0,8	0,08	0,67	0,30	0,57
0,9	0,07	0,65	0,29	0,54
1,0	0,05	0,63	0,29	0,51

Tabela 9  
magnitude de  $d$

$\beta$	Período 57.2/64.4 Não-indexado		Período 69.2/76.4 Indexado	
	$n = 8$	$n = 2$	$n = 8$	$n = 2$
0,4	0,55	0,21	0,21	0,10
0,5	0,53	0,20	0,21	0,09
0,6	0,53	0,18	0,21	0,10
0,7	0,53	0,17	0,21	0,09
0,8	0,53	0,17	0,21	0,10
0,9	0,53	0,17	0,21	0,10
1,0	0,54	0,17	0,21	0,10

No que se refere à especificação da equação de preços com uma defasagem de dois períodos para a variável pressão de demanda, a magnitude permanece inalterada em ambas as amostras. O valor de  $c$  praticamente não se altera e o valor de  $d$  cai bastante. Aqui também não se pode encontrar evidência em favor de melhoria do *trade-off* de curto prazo para o período 69.2/76.4, uma vez que  $c$  não varia e  $d$  diminui.

Isso posto, vamos nos dois itens que se seguem buscar evidências adicionais para a conclusão de que o *trade-off* de curto prazo melhorou no período 69.2/76.4 em comparação com o período 57.2/64.4.

### 5.3.3 Uma especificação alternativa da equação de preços

Os resultados das regressões feitas para a equação de preços com o uso de distribuição polinomial, mostram que a elasticidade da taxa de inflação em relação à expectativa de inflação é, sistematicamente, mais elevada para o período não-indexado, comparativamente à obtida para o período indexado. Tal resultado está plenamente de acordo com uma das interpretações da hipótese de Friedman a respeito dos efeitos da correção monetária sobre o conflito de curto prazo entre inflação e renda real. Embora o teste que vamos realizar não envolva considerações a respeito da defasagem entre a variável pressão de demanda ( $D$ ) e a taxa de inflação, é bastante razoável entender-se que a extensão dessa defasagem nos forneça alguma informação a respeito do conflito entre inflação e renda real.

De acordo com o modelo utilizado, quanto menor for a defasagem mais rapidamente a política monetária adotada se transmitirá a preços. E, também, se os preços se tornam mais sensíveis à variação na taxa de crescimento monetária, menos dessa variação se transmitirá ao produto real. Portanto, uma estrutura de defasagem mais longa parece ser incompatível com a hipótese de menor conflito.

Os resultados obtidos com a especificação da equação de preços, utilizando a distribuição polinomial, indicam que, para o período indexado, a estrutura de defasagens é sempre maior do que para o período não-indexado.

Na busca de confirmação desses resultados, trabalhamos com uma especificação alternativa, na forma que se segue. Mas, para justificá-la, consideremos o seguinte problema: se quisermos explicar as variações de uma variável dependente  $Y_t$  a partir de uma variável defasada  $X_{t-i}$ , juntamente com outras variáveis livres, a mudança  $X_{t-i}$  é considerada como exercendo um efeito sobre a variável  $Y_t$  depois de um determinado número de períodos. A equação de regressão pode ser especificada da seguinte forma:

$$Y_t = a_0 + \alpha_1 X_{t-i} + \alpha_2 Z_t + \xi_t$$

A defasagem da variável independente  $X_{t-i}$ , que explica a variável dependente  $Y_t$ , pode ser obtida estimando-se a equação para vários valores de  $i$  e considerando-se como empiricamente apropriada aquela defasagem que produzir maior  $\bar{R}^2$ .<sup>23</sup>

Segundo este modelo de defasagens *pontuais* a especificação da equação de preços seria:

$$D\text{Log } P_t = a + d D_{t-i} + c A_t (\beta)$$

<sup>23</sup> Rao & Miller, 1971.

onde:

$P$  = índice de preços

$D$  = pressão de demanda

$A$  = expectativa de inflação futura

$\beta$  = coeficiente de ajustamento de expectativas

A seguir, relacionamos na tabela 10 estimativas obtidas para as diversas hipóteses a respeito do coeficiente de ajustamento das expectativas  $\beta$ , para ambos os períodos.

Os resultados obtidos com essa especificação ratificam os gerados pelas equações estimadas com o uso de defasagens polinomiais. A magnitude do coeficiente da variável expectativa de preços  $A_t$  é sistematicamente mais elevada durante o período não-indexado. Isso se verifica para todas as hipóteses a respeito da velocidade de ajustamento  $\beta$ . Com relação à defasagem entre a variável pressão de demanda e a taxa de inflação, também o mesmo tipo de informação é produzido. A indicação é de que essa defasagem tenha se ampliado durante o período indexado.

A informação a respeito do tamanho da defasagem entre a taxa de inflação e a variável pressão de demanda nos fornece indicação de que as variações no crescimento da oferta de moeda levam mais tempo para afetar preços durante o período indexado do que durante o período não indexado.

Este resultado é um tanto oposto à teoria exposta por Friedman a respeito de indexação. Mas um exame mais acurado do papel da indexação dentro do sistema econômico fornece explicação para esse resultado empírico. Na abordagem monetarista são as mudanças na oferta de moeda que determinam as variações na despesa global, as quais, posteriormente, são alocadas entre variações de produto real e de preços. Assim sendo, o comportamento de um mercado isolado não tem nenhum efeito sobre o nível geral de preços, afetando apenas preços relativos. A correção monetária isola o setor real da economia das variações puramente monetárias.

A importância das mudanças em preços relativos sobre o nível de preços e a dificuldade em se medir variações apenas monetárias tornam a questão de indexar mais difícil. Assim, mudanças na estrutura de preços relativos podem afetar o cálculo do índice de preços, ou seja, o índice de correção monetária seria afetado não só por variações puramente monetárias mas por mudanças reais também.

Portanto, embora o uso da correção monetária faça com que a formação de preços dependa menos das expectativas de inflação, por outro lado, na medida em que o índice de preços varie também com mudanças no lado real, podem ocorrer distorções numa economia indexada que ampliam a defasagem entre as variações na oferta de moeda e a inflação.

Ao mesmo tempo que indexação isola o setor real dos efeitos dos choques monetários, ela pode exacerbar os efeitos dos choques reais. Tal fato não é levado



Tabela 10

Período 57.2/64.4				Período 69.2/76.4			
$DLog P_t = 0,0061 + 0,2343 D_t + 0,6360 A_t$				$DLog P_t = 0,0278 + 0,1631 D_{t-8} + 0,4728 A_t$			
(0,3073)	(3,7728)	(4,0249)	$\beta = 0,4$	(1,5722)	(2,6544)	(1,6747)	$\beta = 0,4$
$R^{-2} = 0,66$		$DW = 1,56$		$R^{-2} = 0,34$		$DW = 1,75$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	
$DLog P_t = 0,0083 + 0,2350 D_t + 0,6091 A_t$				$DLog P_t = 0,0296 + 0,1641 D_{t-8} + 0,4328 A_t$			
(0,4252)	(3,8377)	(4,1321)	$\beta = 0,5$	(1,831 )	(2,7238)	(1,7515)	$\beta = 0,5$
$R^{-2} = 0,67$		$DW = 1,69$		$R^{-2} = 0,34$		$DW = 1,80$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	
$DLog P_t = 0,0106 + 0,2348 D_t + 0,5839 A_t$				$DLog P_t = 0,0308 + 0,1641 D_{t-8} + 0,4046 A_t$			
(0,5490)	(3,8424)	(4,1497)	$\beta = 0,6$	(2,0575)	(2,7832)	(1,8223)	$\beta = 0,6$
$R^{-2} = 0,67$		$DW = 1,81$		$R^{-2} = 0,35$		$DW = 1,85$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	
$DLog P_t = 0,0127 + 0,2351 D_t + 0,5586 A_t$				$DLog P_t = 0,0318 + 0,1657 D_{t-8} + 0,3828 A_t$			
(0,6602)	(3,8232)	(4,0968)	$\beta = 0,7$	(2,2570)	(2,8347)	(1,8877)	$\beta = 0,7$
$R^{-2} = 0,67$		$DW = 1,90$		$R^{-2} = 0,37$		$DW = 1,89$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	

(continua)

Tabela 10

(conclusão)

Período 57.2/64.4				Período 69.2/76.4			
$DLog P_t = 0,0145 + 0,2362 D_t + 0,5314 A_t$	$\beta = 0,8$			$DLog P_t = 0,0327 + 0,1663 D_{t-8} + 0,3646 A_t$	$\beta = 0,8$		
(0,7452) (3,7968) (3,9838)				(2,4406) (2,8794) (1,9470)			
$R^{-2} = 0,66$		$DW = 1,97$		$R^{-2} = 0,36$		$DW = 1,94$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	
$DLog P_t = 0,0158 + 0,2390 D_t + 0,5011 A_t$	$\beta = 0,9$			$DLog P_t = 0,0335 + 0,1669 D_{t-8} + 0,3486 A_t$	$\beta = 0,9$		
(0,8009) (3,7814) (3,8198)				(2,6203) (2,9201) (2,0011)			
$R^{-2} = 0,65$		$DW = 2,01$		$R^{-2} = 0,37$		$DW = 1,97$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	
$DLog P_t = 0,0167 + 0,2435 D_t + 0,4668 A_t$	$\beta = 1,0$			$DLog P_t = 0,0343 + 0,1674 D_{t-8} + 0,3342 A_t$	$\beta = 1,0$		
(0,8293) (3,7842) (3,6118)				(2,7991) (2,9576) (2,0513)			
$R^{-2} = 0,63$		$DW = 2,01$		$R^{-2} = 0,37$		$DW = 2,00$	
$EP = 0,03$		$GL = 25$		$EP = 0,02$		$GL = 25$	

em consideração por autores como Friedman, que se prendem unicamente a distúrbios monetários. Para uma economia sujeita a ambos os tipos de distúrbios, essa abordagem vem se contrapor à receita usual de indexação completa como cura para a incerteza. Ao contrário, essa análise sugere um grau ótimo de indexação parcial que vai depender da estrutura estocástica da economia. E o incentivo para indexar seria relacionado com a variabilidade do nível de preços e não com sua taxa média de mudança.<sup>24</sup>

Em síntese, os resultados, tanto na especificação da equação de preços com Almon Lags, quanto na especificação com mínimos quadrados comuns indicam que:

1. Os agentes econômicos empregam menos a expectativa de inflação futura no processo de determinação da taxa de inflação corrente durante o período indexado, comparativamente ao período não-indexado. Esse efeito testa a hipótese de que, numa economia plenamente indexada, mesmo no curto prazo, não existe conflito entre inflação e crescimento do produto real, ou seja, não faz sentido falar em ausência de conflito no longo prazo, uma vez que até no curto prazo tal conflito deixa de existir.
2. Passa a existir uma maior defasagem entre a pressão de demanda gerada pela política monetária (expansão ou retração da taxa de crescimento da oferta de moeda) e a taxa de inflação, durante o período indexado. Esse efeito confirma que o ato de indexar de acordo com um determinado índice pode gerar distorções de preços relativos que dificultam os mecanismos de transmissão de política econômica, uma vez que os índices de preços captam não só variações oriundas do setor real, com características aleatórias.

#### 5.3.4 Teste da mudança estrutural

No trabalho econométrico desenvolvido até agora foram realizadas estimativas para dois períodos amostrais distintos – de 57.2 a 64.4 e de 69.2 a 76.4 – com a finalidade de fazer comparações entre o período não-indexado e o indexado. Assim, foram geradas as seguintes informações:

1. Com relação à variável pressão de demanda:
  - a) a defasagem entre a variável pressão de demanda e a taxa de inflação é maior para o período indexado;
  - b) a magnitude do coeficiente da variável pressão de demanda é praticamente a mesma tanto para o período indexado quanto para o período não-indexado.
2. Com relação à variável expectativa de inflação:

<sup>24</sup> Gray, J. A. 1976. p. 221-236.

- a) os resultados obtidos não possibilitaram distinguir-se entre as diversas alternativas de coeficientes de ajustamento  $\beta$  tentados;
- b) a magnitude do coeficiente da variável expectativa de inflação futura é sempre mais elevada para o período não-indexado.

Conforme mencionado no item 1, em princípio seriam dois os efeitos da correção monetária sobre o processo de formação de preços: um efeito que tornaria a curva de Phillips, de curto prazo, mais vertical e outro, ao longo do tempo, que tornaria o processo de ajuste entre a taxa esperada de inflação e a taxa verificada mais rápido, isto é, o ajuste mais rápido da curva de Phillips de curto prazo à posição de longo prazo.

Portanto, o que se tentou foi buscar suporte empírico para os dois possíveis efeitos da correção monetária sobre o processo de formação de preços. Assim, o tamanho das defasagens, tanto da variável expectativa de inflação futura quanto da variável pressão de demanda estariam ligados ao efeito que tornaria o ajuste da curva de Phillips de curto prazo à posição de longo prazo mais rápido e a magnitude dos coeficientes dessas variáveis ao efeito que tornaria a curva de Phillips de curto prazo vertical.

Quanto à mudança no tamanho das defasagens nada pode ser conclusão em relação à variável expectativa de inflação futura, mas, com relação à variável pressão de demanda, a defasagem aumentou justamente para o período indexado. A interpretação para esse resultado foi fornecida anteriormente neste item.

Quanto à mudança na magnitude dos coeficientes, tudo o que se pode dizer até agora é que o coeficiente da variável expectativa de inflação é menor para o período indexado. Entretanto, essa informação é puramente numérica. É preciso que seja melhor qualificada, através de um teste estatístico. Neste item, vamos nos preocupar em aplicar um teste neste sentido. O que se busca agora é mostrar que os coeficientes são não só numericamente diferentes entre os dois períodos mas que também são, estatisticamente, diferentes.

Anteriormente, como nossa preocupação era com o tamanho das defasagens, trabalhamos com distribuição polinomial, mínimos quadrados ordinários com defasagens e formação de expectativas adaptativas. Na verdade, a utilização de especificações diferentes para a equação de preços, em termos de diversas hipóteses comportamentais a respeito das defasagens, torna imprecisa a comparação da magnitude dos coeficientes das diversas variáveis entre os dois períodos. Por isso, neste item, vamos utilizar a mesma especificação em termos de defasagens para ambos os períodos e para ambas as variáveis, uma vez que estamos preocupados unicamente com a magnitude dos coeficientes.

A equação de preços do modelo de St. Louis difere da versão tradicional da curva de Phillips, pelo fato de incluir na sua especificação a variável pressão de demanda e não o hiato de produto real. Essa modificação tem a finalidade de tornar o modelo recursivo. Apesar disso, ambas as versões da equação de preços

são equivalentes. A interpretação dos coeficientes das variáveis explicativas é que é diferente.

Como a equação de preços do modelo de St. Louis já foi estimada, e dado que a curva de Phillips tradicional e a equação de preços do modelo de St. Louis, aqui apresentado, se equivalem, vamos desenvolver o teste da mudança estrutural através da especificação da curva de Phillips tradicional.

Nossa equação de preços para o teste terá a seguinte especificação:

$$D\text{Log } P_t = \gamma + \sum_{i=0}^n \theta_i H_{t-1-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_i D\text{Log } P_{t-1-i}$$

onde:

$P$  = índice geral de preços;

$H$  = hiato de produto real, definido como:

$$H_t = \text{Log } X_t^F - \text{Log } X_t$$

$X^F$  = produto potencial;

$X$  = produto real.

Outra modificação introduzida, neste item, diz respeito à formação da variável expectativa de inflação. Desta feita não utilizamos mais o método adaptativo. Agora, tanto a influência sobre preços do hiato de produto real quanto a de preços passados são medidas através de defasagens polinomiais distribuídas.

O teste consiste na estimação da equação de preços utilizando-se dados de ambos os períodos considerados, ou seja, 57.2/64.4 e 69.2/76.4. Em seguida, procede-se à estimação da mesma equação, para o mesmo período, porém colocando-se *dummies* separativas para o período indexado.

Como o que se objetiva é examinar a diferença entre os coeficientes da variável expectativa de inflação futura e não a diferença no tamanho das defasagens, usou-se a mesma defasagem, tanto para a variável expectativa quanto para a variável hiato. As duas equações a serem estimadas têm a seguinte especificação:

$$D\text{Log } P_t = \gamma + \sum_{i=0}^n \theta_i H_{t-1-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_i D\text{Log } P_{t-1-i}$$

$$D\text{Log } P_t = \gamma + D_1 + \sum_{i=0}^n \theta_i H_{t-1-i} + \sum_{i=0}^n \theta_i^1 D_1 H_{t-1-i} + \\ + \sum_{i=0}^n \alpha_i D\text{Log } P_{t-1-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_i^1 D_i D\text{Log } P_{t-1-i}$$

onde:

$H$  = hiato do produto, definido como:

$$H_t = \text{Log } X_t^F - \text{Log } X_{t-1},$$

onde  $X^F$  é o produto potencial e  $X$  o produto real;

$P$  = índice geral de preços;

$D_1$  = 0 de 57.2 a 64.4

= 1 de 69.2 a 76.4.

As tabelas 11 e 12, que se seguem, mostram os resultados.

Como pode ser observado, esse resultado confirma o anterior, ou seja, que o coeficiente da variável expectativa de inflação futura é menor para o período 69.2/76.4 (indexado).

O tratamento de análise de variância pode ser estendido para testar a contribuição para a explicação da variância de uma variável dependente (no caso a

Tabela 11

Equação de preços  
Período: 57.2/64.4 – 69.2/76.4

*Almon Lags* – 2.º grau

Sem restrições

---

$D\text{Log } P_t = 0,0357 + \sum_{i=0}^8 \theta_i H_{t-1-i} + \sum_{i=1}^8 \alpha_i D\text{Log } P_{t-1-i}$			
$\theta_{t-1} =$	0,0176	( 0,5288)	$\alpha_{t-1} =$
$\theta_{t-2} =$	-0,0085	(-0,5309)	$\alpha_{t-2} =$
$\theta_{t-3} =$	-0,0265	(-2,1290)	$\alpha_{t-3} =$
$\theta_{t-4} =$	-0,0366	(-2,1980)	$\alpha_{t-4} =$
$\theta_{t-5} =$	-0,0387	(-2,1150)	$\alpha_{t-5} =$
$\theta_{t-6} =$	-0,0328	(-1,9410)	$\alpha_{t-6} =$
$\theta_{t-7} =$	-0,0189	(-1,0380)	$\alpha_{t-7} =$
$\theta_{t-8} =$	-0,0029	(-0,0029)	$\alpha_{t-8} =$
$\Sigma \theta_i =$	-0,1416	(-2,4082)	$\Sigma \alpha_i =$
			0,7325
			(3,6226)
$DM =$	4,12		$DM =$
$R^2 =$	0,59		3,56
$EP =$	0,03		$F =$
$DW =$	1,96		(9,52) = 8,23
			$GL =$
			52
			$SSR =$
			0,0558

---

Tabela 12  
 Equação de preços  
 Período: 57.2/64.4 – 69.2/76.4  
 Almon Lags – 2.º grau  
 Sem restrições

$$DLog P_t = 0,0050 + 0,0764 D_4 + \sum_{i=1}^8 \theta_i H_{t-1-i} + \sum_{i=1}^8 \theta_i^1 D_4 H_{t-1-i} + (0,2651) (2,3386) + \sum_{i=1}^8 \alpha_i DLog P_{t-1-i} + \sum_{i=1}^8 \alpha_i^1 D_4 DLog P_{t-1-i}$$

$\theta_{t-1} = -0,0887$	$(-1,7360)$	$\alpha_{t-1} = 0,0378$	$( 0,2917)$
$\theta_{t-2} = -0,0806$	$(-2,7240)$	$\alpha_{t-2} = 0,0079$	$( 0,1099)$
$\theta_{t-3} = -0,0743$	$(-3,6740)$	$\alpha_{t-3} = 0,0031$	$(-0,0584)$
$\theta_{t-4} = -0,0698$	$(-3,4040)$	$\alpha_{t-4} = 0,0046$	$( 0,0795)$
$\theta_{t-5} = -0,0673$	$(-0,0940)$	$\alpha_{t-5} = 0,0311$	$( 0,5420)$
$\theta_{t-6} = -0,0665$	$(-0,0330)$	$\alpha_{t-6} = 0,0764$	$( 1,5450)$
$\theta_{t-7} = -0,0677$	$(-2,5200)$	$\alpha_{t-7} = 0,1405$	$( 2,3510)$
$\theta_{t-8} = -0,0707$	$(-1,6560)$	$\alpha_{t-8} = 0,2233$	$( 1,9980)$
$\Sigma \theta_i = -0,5857$	$(-3,4801)$	$\Sigma \alpha_i = 0,5185$	$( 2,3806)$

$\theta_{t-1}^1 = 0,1275$	$( 1,4660)$	$\alpha_{t-1}^1 = -0,0030$	$(-0,0115)$
$\theta_{t-2}^1 = 0,0882$	$( 1,6800)$	$\alpha_{t-2}^1 = -0,0109$	$(-0,0784)$
$\theta_{t-3}^1 = 0,0555$	$( 1,3840)$	$\alpha_{t-3}^1 = -0,0214$	$(-0,1899)$
$\theta_{t-4}^1 = 0,0295$	$( 0,7340)$	$\alpha_{t-4}^1 = -0,0345$	$(-0,2601)$
$\theta_{t-5}^1 = 0,1011$	$( 0,3840)$	$\alpha_{t-5}^1 = -0,0502$	$(-0,3689)$
$\theta_{t-6}^1 = -0,2613$	$(-0,0770)$	$\alpha_{t-6}^1 = -0,0651$	$(-0,5708)$
$\theta_{t-7}^1 = -0,0087$	$(-0,2070)$	$\alpha_{t-7}^1 = -0,0894$	$(-0,6529)$
$\theta_{t-8}^1 = -0,0081$	$(-0,1070)$	$\alpha_{t-8}^1 = -0,1128$	$(-0,9186)$
$\Sigma \theta_i^1 = 0,2914$	$(1,25660)$	$\Sigma \alpha_i^1 = -0,3908$	$(-0,9186)$

$R^2 = 0,66$

$F (16,45) = 5,53$

$EP = 0,03$

$GL = 45$

taxa de inflação), por um subgrupo de variáveis independentes (no caso as *dummies* separatistas em conjunto). O teste da hipótese de que os coeficientes das variáveis adicionadas (*dummies*) são nulos em conjunto é feito computando-se a razão que se segue, que tem distribuição  $F$  com  $(k - r, n - k)$  graus de liberdade.<sup>25</sup>

$$F = \frac{\frac{\sum_{i=r+1}^k \hat{\beta}_i^{*2}}{k - r}}{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - k}}$$

onde:

$\sum_{i=r+1}^k \hat{\beta}_i^{*2}$  é a diferença entre a variância da taxa de inflação na regressão sem *dummies* e a variância de inflação na regressão com *dummies*;

$(k - r)$  é o número de *dummies* que foram empregadas. Pois  $k$  é o número de variáveis da regressão com *dummies* e  $r$  é o número de variáveis da regressão sem *dummies*;

$\sum_{i=1}^n e_i^2$  é a variância do erro da regressão com *dummies*;

$(n - k)$  são os graus de liberdade da regressão com *dummies*.

Assim, nosso  $F$  será:

$$F = \frac{\frac{0,0409319}{3}}{\frac{0,0456492}{45}} = 13,45$$

O  $F$  crítico é:

$$F(3,45) = 2,86$$

Portanto, as *dummies*, em conjunto, são significantes. Agora podemos dizer que, além de numericamente diferentes, os coeficientes das variáveis livres são também estatisticamente diferentes entre o período indexado e o não-indexado.<sup>26</sup>

<sup>25</sup> Johnston. 1972. pp. 143-6.

<sup>26</sup> É importante registrar que as especificações da equação de preços utilizadas para esse teste estatístico são as mesmas. A finalidade das estimativas feitas nesse capítulo, além de possibilitar a realização do teste estatístico, é comparar a magnitude de  $c$ , nos dois períodos, para uma mesma especificação da equação de preços.



Este teste vem confirmar que o coeficiente da variável expectativa de inflação futura, agora num sentido estatístico, é menor para o período indexado. Assim, a equação de preços para o período não-indexado seria:

$$D\text{Log } P_t = 0,0050 - 0,5857 \sum_{i=1}^8 H_{t-1-i} + 0,5185 \sum_{i=1}^8 D\text{Log } P_{t-1-i}$$

e para o período indexado:

$$D\text{Log } P_t = 0,0800 - 0,2914 \sum_{i=1}^8 H_{t-1-i} + 0,1300 \sum_{i=1}^8 D\text{Log } P_{t-1-i}$$

Esses resultados indicam que, de fato, o coeficiente da variável expectativa de inflação futura é menor para o período indexado. Contudo, isso não é suficiente para que se possa afirmar que, para o período indexado, os efeitos da política monetária se tenham tornado completamente neutros a curto prazo. Se, de um lado, a participação da expectativa de inflação no processo de formação de preços caiu, por outro lado, a participação do hiato de produto real, que, nesta especificação, substitui a variável pressão de demanda do modelo de St. Louis, também caiu.

Anteriormente vimos que a defasagem entre a variável pressão de demanda e a taxa de inflação se havia ampliado para o período com correção monetária; agora, vemos que a magnitude dessa influência caiu. Tal fato comprova a importância da escolha de um índice que vá servir para corrigir os contratos nominais. O índice ótimo seria aquele que refletisse apenas mudanças monetárias ocorridas na economia, e não levasse em consideração as mudanças reais; um índice expurgado portanto. A busca de tal índice é, na verdade, assunto para outra pesquisa.

O que se pretende aqui é registrar que o sistema correção monetária pode diminuir os efeitos adversos de curto prazo de uma política econômica apertada, porém a correção deve ser feita através de índice apropriado que seja calculado apenas em função de variações monetárias.

## 6. Conclusões

O objetivo deste trabalho foi testar, para o caso brasileiro, a hipótese de Friedman de que, em um sistema econômico com correção monetária o conflito de curto prazo entre inflação e crescimento do produto real é amenizado.

O uso de correção monetária dentro de um sistema econômico abrange uma variedade ampla de questões. Entre elas mencionamos:

1. Dado que a economia brasileira tem-se tornado, cada vez mais, voltada para o exterior, o emprego de um modelo para uma economia aberta poderia permitir

estudo do papel da correção monetária sobre o equilíbrio externo e interno da economia.

2. A introdução da instituição da correção monetária deve gerar mudança na distribuição de renda e riqueza da economia.
3. Mais importante que os problemas citados anteriormente é a escolha do índice que deve ser utilizado para corrigir preços.

Entretanto, esse trabalho não tem a finalidade de abordar todas as questões ligadas à introdução de um sistema de correção monetária em uma determinada economia. Nossa intenção foi unicamente testar a hipótese de Friedman e por isso outros aspectos importantes ligados à indexação não foram abordados.

Em princípio, foram considerados dois possíveis efeitos da indexação sobre a curva de Phillips:

1. A aceleração do processo de formação de expectativa de inflação futura, se considerarmos esse processo como função de taxas de inflação passadas. Esse efeito seria entendido pelo fato de que os agentes econômicos, agora de posse de mais informação, seriam capazes de ajustar suas expectativas mais rapidamente.
2. Dado o uso generalizado de cláusulas de indexação aos contratos nominais, isso faria com que os agentes econômicos se sentissem protegidos contra os efeitos distributivos de uma variação não esperada da taxa de inflação e assim passassem a não utilizar mais expectativas de inflação futura no processo de formação de preços no curto prazo. Isso seria equivalente a não haver, nem no curto prazo, numa situação de indexação perfeita, o conflito entre inflação e desemprego. Portanto, não existiria ajuste a uma posição de longo prazo, uma vez que existiria completa ausência de ilusão monetária.

A partir do trabalho pioneiro de Phillips, muito foi discutido a respeito do *trade-off* entre inflação e desemprego. Dessa busca resultou um consenso de que, embora exista um conflito no curto prazo, no longo prazo, à medida que os valores esperados se igualam aos efetivamente verificados, o *trade-off* desaparece.

Friedman, contudo, argumenta que a correção monetária tem o poder de separar o lado real do nominal, e, assim sendo, variações em moeda teriam efeito direto sobre preços, sem afetar o produto real, mesmo no curto prazo, ou seja, com correção monetária a moeda seria neutra (mesmo a curto prazo).

Nosso trabalho utilizou como ferramenta o modelo de St. Louis e os dados da economia brasileira que adotou, a partir de 1965, a instituição da correção monetária. Separamos dois períodos amostrais: um anterior a 1965, quando a indexação não era utilizada, e outro, posterior àquele ano, quando o uso de contratos com cláusulas de correção se generalizou.

A equação de preços do modelo de St. Louis foi então estimada para ambos os períodos. Os resultados indicaram que os agentes econômicos se utilizavam

mais das expectativas de inflação futura durante o período não-indexado. Essa conclusão é tirada da informação gerada pelo trabalho econométrico de que o coeficiente da variável expectativa é sempre menor para o período indexado, comparativamente ao não-indexado. Tal resultado prevalece para as diversas especificações tentadas na equação de preços e para as diversas hipóteses de ajuste de expectativas de inflação futura. Além disso, em muitos dos resultados obtidos o coeficiente  $c$  da variável expectativa de inflação é estatisticamente diferente de zero para o período não-indexado e não o é para o período indexado. Isso significa que de acordo com esses resultados, durante o período indexado os agentes econômicos não se utilizaram das expectativas de inflação no processo de formação dos preços correntes.

Quanto ao fato do  $\bar{R}^2$  ser menor para o período indexado, existem dois possíveis motivos:

1. O método de formação de expectativas utilizado pelos agentes econômicos mudou com o sistema de correção monetária.
2. O efeito das mudanças de preço do tipo *once for all* se tornaram mais importantes na economia do que o efeito das mudanças monetárias.

No primeiro caso, essa mudança do processo de formação de expectativas pode originar-se do fato de os agentes econômicos, simplesmente, não formarem nenhuma expectativa. O segundo caso não só explica o baixo  $\bar{R}^2$  como também a ampliação da defasagem para a variável pressão de demanda na equação de preços.

No que se refere à interpretação de que a correção monetária tenha acelerado o processo de formação de expectativas, nossos resultados foram inconclusivos. Fizemos a hipótese de que as expectativas se formam de maneira adaptativa em relação às taxas de inflação ocorridas no passado. Várias alternativas a respeito da velocidade desse ajustamento foram tentadas. Contudo, os resultados obtidos não foram suficientes para identificar os verdadeiros ajustamentos. Assim, com relação a essa interpretação, nada pode ser dito.

Entretanto, com relação à primeira interpretação, nossos resultados indicam que, embora o *trade-off* de curto prazo não tenha deixado de existir foi minorado, na medida em que a expectativa de inflação futura passou a afetar menos o processo de formação de preços no curto prazo, durante o período indexado. O *trade-off* só teria deixado de existir completamente se tivesse havido modificação no coeficiente relacionado à variável pressão de demanda, no sentido de diminuir as defasagens e elevar sua participação no processo de formação de preços, fatos que não aconteceram, segundo nossos testes.

A partir de 1965, muitas foram as reformas institucionais que ocorreram dentro da economia brasileira. Embora a correção monetária possa ser considerada como a base da maioria dessas reformas, não se pode dizer que a introdução de um sistema indexado tenha sido a única mudança ocorrida. Portanto, na verdade, o que se pode dizer é que houve mudança de comportamento no sentido de ame-

nizar o conflito de curto prazo entre inflação e desemprego para o período em que se adotou correção monetária generalizada dentro da economia brasileira.

Depois da introdução da correção monetária no aparato institucional brasileiro, muito tem sido dito sobre o seu papel no processo de aceleração da inflação. Este trabalho parece trazer alguma evidência de que a correção monetária, na realidade, não exerce tal papel aceleracionista. Muito pelo contrário, na medida em que os agentes econômicos deixam de se preocupar com os efeitos distributivos de uma variação não esperada na taxa de inflação a correção monetária se transforma em forte aliada da política antiinflacionária, que na verdade é sempre a política de gastos globais (*spending*) da economia. O que ocorre é que, com a indexação, a política de gastos (governamentais e privados), que é reflexo da política monetária e fiscal, passa a ter um efeito mais direto sobre a taxa de inflação, sem que o lado real da economia seja muito afetado. Desta forma, quando a política for expansionista, o efeito sobre preços será sentido mais cedo e o mesmo ocorrendo na política contracionista.

Finalmente, é importante registrar que a grande questão que envolve um sistema de correção monetária é a escolha do índice a ser utilizado. Nosso trabalho concluiu que com correção monetária os efeitos da política de gastos globais da economia se farão sentir mais rápido sobre preços. Por isso, muitos economistas argumentam que correção monetária realimenta o processo inflacionário. Contudo, em presença de variações reais, essas não podem participar da correção monetária, sob pena de se ter efeitos negativos, no que se refere à finalidade precípua da indexação, que é evitar efeitos redistributivos de uma inflação não esperada.

## Abstract

The economical results achieved through the implementation of the indexation in Brazil have raised a certain polemic regarding the efficiency of this tool. A few researchers have even given vent to their unfavorable opinion; they believe that the indexation in Brazil has been continuously feeding the inflationary process.

This research aims at testing, for the Brazilian case, Friedman's hypothesis that in an economical system with indexation the short term conflict between inflation and unemployment is weaker.

For evaluation purposes, a model slightly different from that developed by the Federal Reserve Bank of St. Louis was considered. The difference is justified by the absence of available data for the variable determinants (short term and long term interest rates and unemployment rate).

The present work considered two different sample periods. The first goes from the second quarter of 1957 to the fourth quarter of 1964. The second goes from the second quarter of 1965 to the fourth quarter of 1976. The selection of

these periods is justified by the implantation of the indexation in Brazil. It started in 1965, when the use of contracts containing clauses of indexation became general.

Testing how the indexation would affect the short term conflict between real product and prices would thus consist in checking the magnitude and significance of the coefficients of the model's most important variables – inflation expectations and pressure of demand – for both periods.

If for the indexed period the magnitude of the coefficient of the expectation variable is statistically lower than for the non-indexed period and the magnitude of the coefficient of the variable pressure of demand is statistically higher, it then means that the expectations participated in a lower scale of the short term price building process, while the opposite happened with the monetary variations.

The test on the hypothesis that in an indexed system the conflict between unemployment and inflation is weaker is developed on the price equation. After the calculation of all equations of the model, the econometric results obtained for the Brazilian case both in the specification of the price equation with “Almon Lags” and in the specification with the simple minimum quadrates indicate that:

- a) In comparison with the non-indexed period, the economic agents have used less the future inflation expectations in the process of determining the current inflation index during the indexed period. This means that in an indexed economy there is no conflict even at short term between inflation and the growth of the real product.
- b) There began to exist a bigger difference between the demand pressure generated by the monetary policy and the inflation index during the indexed period.

However, this is not enough for us to affirm that the effects of the Brazilian monetary policy have become completely neutral at short term for the indexed period. If on one hand the participation of the inflation expectation grew smaller, on the other hand the participation of the real product gap which in this research replaces the demand pressure variable of the St. Louis's model also grew smaller.

It was finally observed that the choice of an index to correct the nominal contracts is of the utmost importance. The optimal index would only reflect the monetary changes that took place in the economy without considering the real changes. It would then be an expurged index.

## **Bibliografia**

Almon, S. The Distributed lag between capital appropriations and expenditures. *Econometrica*. Jan. 1965. p. 178-96.

Andersen, L. & Karnoski, D. The appropriate time frame for controlling monetary aggregates: the St. Louis evidence. *Controlling monetary aggregates II: the implementation*. Boston. Federal Reserve Bank of Boston, Sept. 1972 p. 151.

- Andersen, Leonel C. & Carlson, Keith M. A monetarist model for economic stabilization. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Apr. 1970.
- Cagan, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: Milton Friedman, ed. *Studies in the quantity theory of money*. Chicago, The University of Chicago Press, 1956.
- Friedman, Milton. Using escalators to help fight inflation. *Fortune*, July 1974.
- \_\_\_\_\_. Monetary correction. *Essays on inflation and indexation*. Washington, American Enterprise Institute for Domestic Affairs studies, 1974.
- \_\_\_\_\_. The Role of monetary policy. *American Economic Review*, 58 (1): 1-17, Mar. 1968.
- \_\_\_\_\_. The Optimum quantity of money. *The Optimum quantity of money and other essays*, Chicago, Aldine, 1969.
- Gray, J. A. Wage indexation: a macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics*, 2 (2): 221-236, Apr. 1976.
- Johnston, J. *Econometric Methods*. New York, McGraw-Hill, 1972.
- Kelejian, H. H. & Oates, W. F. *Introduction to econometric*. New York, Row Publishers, 1974.
- Laidler, D. W. *Essays on money and inflation*. Chicago, The University of Chicago Press, 1975.
- Lemgruber, A. C. An analysis of Friedman's hypothesis on monetary correction. *Explorations in Economics Research*, 4 (1), 1977.
- \_\_\_\_\_. A study of the accelerationist theory of inflation. Dissertação de doutorado não-publicada, University of Virginia, 1974.
- Okun, A. Potencial GNP: its measurement and significance. *Proceeding of the business and economic statistic section*. American Statistical Association, 1962, p. 98-104.
- Pastore, A. C. Inflação e política monetária no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 23 : 92-123, mar. 1969.
- Phelps, E. S. Phillips curve, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 42: 254-81, Aug. 1976.
- \_\_\_\_\_. *Introduction to the new microeconomics in employment and inflation*. New York, Norton, 1970.
- Phelps, E. S. Money wage dynamics and labor market equilibrium. *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*. New York, Norton, 1970.
- Phillips, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wages rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, (24): 283-99, Aug. 1958.
- Queiroz, C. A. R. A política monetária num contexto de indexação – o caso brasileiro. Dissertação de doutorado não-publicada. Rio de Janeiro, EPGE/FGV, 1978.
- Rao, P. & Miller, R. *Applied econometric*. Belmont, Wadsworth Publishing, 1971.
- Samuelson, P. A. & Solow, R. M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, maio, 1960, p. 177-94.
- Santomero, A. M. & Seater, S. S. The inflation-unemployment trade-off: a critique of the literature. *Research Papers n.º 21*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, 1977.