

# A inflação brasileira e a controvérsia sobre a aceleração inflacionária

Antonio Carlos Lemgruber \*

1. Introdução; 2. um modelo sobre aceleração inflacionária; 3. Resultados empíricos: Brasil; 4. Conclusão.

## 1. Introdução

A experiência inflacionária brasileira no período de pós-guerra tem sido a evidência básica apresentada por Milton Friedman em seus ataques teóricos contra teorias de inflação do tipo Curva de Phillips.<sup>1</sup> Todavia, testes empíricos do alternativo modelo “aceleracionista”<sup>2</sup> de Friedman contra o *approach* da Curva de Phillips têm esquecido o caso brasileiro e se concentram na inflação de pós-guerra dos Estados Unidos, Reino

\* O autor gostaria de registrar o suporte financeiro dado para esta pesquisa pelas seguintes instituições: University of Virginia, Eashart Foundation, The Brookings Institute. Agradece também comentários e sugestões feitas pelos Profs. Bennet MacCallum e Alexandre Kafka. O autor é candidato a Ph.D. no Departamento de Economia da University of Virginia, nos Estados Unidos.

<sup>1</sup> Cf. Friedman (1) e (2).

O nome Curva de Phillips tem sido usado indistintamente para se referir a relações entre inflação e produto real, inflação e o *gap*, inflação e desemprego, aumento de salários nominais e desemprego, e assim por diante. O próprio Phillips tinha duas diferentes Curvas de Phillips em seus artigos (3), (4) e (5).

<sup>2</sup> Há outros nomes que têm sido utilizados para rotular esta teoria alternativa, incluindo “o *approach* das expectativas” e a “hipótese da taxa ‘natural’”. Teorias “sobre aceleração inflacionária” que são muito semelhantes à de Friedman podem ser encontradas em (6), especialmente os artigos de Phelps, Lucas, Mortensen, e Gordon e Hynes.

Unido e Canadá.<sup>3</sup> Embora alguns economistas já tenham observado que a inflação nestes países não permite testes adequados da hipótese aceleracionista,<sup>4</sup> não existe um teste rigoroso destas teorias para o Brasil (ou qualquer outro país com uma prolongada história de altas taxas de inflação), a despeito da evidência casual dada por Friedman.

Nosso objetivo neste artigo é o de testar um simples porém completo modelo econométrico, que incorpora a controvérsia sobre a aceleração inflacionária, para o Brasil, usando análise de regressão — mínimos quadrados de três estágios (3SLS) e mínimos quadrados comuns (OLS) — com dados anuais (1954-1971) e dados trimestrais (1958 I — 1972 II). O modelo final de três equações simultâneas é derivado de um modelo macroeconômico maior e as variáveis endógenas são a taxa de inflação, a taxa de crescimento do produto real e o “hiato” (*gap*) entre o produto real potencial da economia e o efetivamente verificado. Os resultados empíricos parecem confirmar a hipótese da aceleração inflacionária de Friedman para o caso brasileiro.

## 2. Um modelo sobre aceleração inflacionária

Neste item, vamos apresentar o modelo teórico utilizado na análise empírica. O modelo inflacionário de Friedman<sup>5</sup> enfatiza as diferenças entre inflação antecipada e não antecipada, conduzindo à conclusão neoclássica de que a longo prazo não existe um conflito ou *trade-off* entre inflação e variáveis reais. A Curva de Phillips, segundo Friedman, é simplesmente um fenômeno de curto prazo, que acontece quando a taxa de inflação não é inteiramente antecipada pelas unidades econômicas individuais. Quando a inflação é corretamente prevista, qualquer taxa de crescimento dos preços é consistente com os níveis “naturais” de desemprego e produção. A sua hipótese alternativa de aceleração concentra-se na presença de  $(D \text{ LOG } P)^a$  em qualquer uma das seguintes Curvas de Phillips:

$$D \text{ LOG } P = F ( (D \text{ LOG } P)^a, X ) \quad (1)$$

$$D \text{ LOG } P = G ( (D \text{ LOG } P)^a, U ) \quad (2)$$

$$D \text{ LOG } W = H ( (D \text{ LOG } P)^a, U ) \quad (3)$$

<sup>3</sup> Deveríamos mencionar aqui, por exemplo, alguns testes levados a cabo por R. Gordon (7), Perry (8), Solow (9), Parkin (10) e Turnovsky (11).

<sup>4</sup> Cf., por exemplo, (11, p. 321) e (11, p. 338).

<sup>5</sup> Cf. Friedman (1, 2 e 2).

onde  $P$  é o nível geral de preços,  $D \text{ LOG } P = \text{LOG } P(t) - \text{LOG } P(t-1)$ ,  $(D \text{ LOG } P)^a$  representa a taxa de inflação antecipada pelo público,  $U$  é a taxa de desemprego,  $W$  é o salário nominal e, finalmente,  $X$  é definido como  $\text{LOG } y^+ - \text{LOG } y$ , o hiato (*gap*) percentual entre produto potencial ( $y^+$ ) e o produto real verdadeiro ( $y$ ).

A controvérsia está relacionada às derivadas parciais  $F_1$ ,  $G_1$  e  $H_1$ , enquanto  $F_2$ ,  $G_2$  e  $H_2$  são negativas por hipótese. A tese de aceleração inflacionária extrema é que  $F_1 = G_1 = H_1 = 1,0$ , contra o *approach naive* da Curva de Phillips original onde estas derivadas são iguais a zero, ou uma mais refinada hipótese de “ilusão monetária” a qual implica que os valores numéricos destas derivadas parciais se situam entre um e zero.

As diferenças básicas entre estas hipóteses podem ser analisadas numa situação de equilíbrio de longo prazo, onde as taxas de variação das variáveis são constantes. Consideremos, por exemplo, a equação (1) e vamos assumir que  $F_1 = 1,0$ . Em equilíbrio, como  $D \text{ LOG } P = (D \text{ LOG } P)^a$ , (1) passa a ser  $D \text{ LOG } P = 1,0 D \text{ LOG } P + \phi(X)$ , com  $\phi' < 0$ , isto é  $\phi(X) = 0$ . O valor  $X^-$  que resolve esta equação representará o valor “natural” de equilíbrio para o “hiato” ou *gap* e o mesmo é válido para a taxa de desemprego em (2) e (3). Se  $X = X^+$ , a taxa de inflação é constante e igual à antecipada pelo público, mas o seu valor exato não pode ser determinado por (1) em equilíbrio. Assim, neste caso, não existe uma relação de longo prazo entre inflação e variáveis reais. Por outro lado, caso  $1,0 < F_1 = \infty \geq 0$ , então em equilíbrio (1) será  $D \text{ LOG } P = (1,0/1,0 = \infty) \cdot \phi(X)$ , com  $\phi' < 0$ , e o conflito ou *trade-off* permanece a longo prazo, em contraste com a predição da aceleração inflacionária. Quanto mais perto  $F_1$  está de 1,0, tanto mais desprezível será a Curva de Phillips em equilíbrio a longo prazo, aproximando-se de uma mera linha vertical que passa pelo “hiato” ou desemprego “natural” da economia em questão.

A equação (3) poderia ser considerada a Curva de Phillips original.<sup>6</sup> A equação (2) pode ser vista como uma combinação semi-estrutural de (3) e uma outra equação representando a igualdade entre a taxa de crescimento dos salários reais ( $D \text{ LOG } W/P$ ) e a taxa de aumento da produtividade marginal do trabalho,<sup>7</sup> equação esta sugerida pela hipó-

<sup>6</sup> É preciso observar, todavia, que Phillips, em seu artigo clássico (5) tinha outras variáveis tais como  $D U$  na equação, mas a presença implícita de *lags* na equação (3) poderia sugerir esta variável. Além disso, o efeito da antecipação da inflação não era enfatizado então.

<sup>7</sup> Nós hipotetizamos que esta taxa de variação é constante. Observe-se que em funções de produção simples como a Cobb-Douglas esta taxa é igual à taxa de crescimento da produtividade média do trabalho e elas são consideradas aqui como constantes que nos dão a tendência.

tese de comportamento de maximização dos lucros. Finalmente, a equação (1) pode ser derivada como uma formulação semi-estrutural a partir de (2) e uma hipótese adicional (Lei de Okun) que relaciona excessos de demanda (ou oferta) nos mercados de trabalho e de bens e serviços:

$$U = I(X), \quad I' > 0 \quad (4)$$

A equação (1) será usada em nossos testes econométricos. Note-se que esta equação também poderia ser derivada diretamente, usando-se a hipótese walrasiana de excesso de demanda ( “a lei da oferta e da procura”), onde os preços mudam se e somente se há excesso de demanda para o mercado de bens e serviços. Bastaria que se introduzisse a hipótese de que o hiato ou *gap*  $X$  representa excesso (negativo) de demanda e que as expectativas inflacionárias fossem levadas em conta na equação walrasiana. Isto seria em perfeita analogia à análise-padrão teórica da Curva original de Phillips, onde a taxa de desemprego é considerada como um indicador aproximado de excesso de oferta no mercado de trabalho.<sup>8</sup>

Há duas variáveis endógenas, porém, na equação (1) — a taxa de inflação e o hiato ou *gap* —<sup>9</sup> sugerindo que a derivada parcial  $F_2$  não tem significado, a não ser que tenhamos um modelo mais completo. Este problema da simultaneidade nas Curvas de Phillips tem sido desprezado tanto em pesquisa teórica quanto empírica. A fim de termos um modelo completo, precisamos introduzir equações estruturais adicionais ao sistema, mais especificamente: uma função de demanda de moeda real, a hipótese fisheriana para a taxa de juros nominal e, finalmente, uma identidade relacionando o *gap* ou hiato percentual e a taxa de crescimento do produto real verdadeiro:

$$M^d = P \cdot I(y, i) \quad (5)$$

$$i = K \left( (D \text{ LOG } P)^a \right) \quad (6)$$

$$X(t) = D \text{ LOG } y - D \text{ LOG } y + X(t-1) \quad (7)$$

onde  $M^d$  é a quantidade demandada de moeda, e  $i$  é a taxa de juros nominal.

<sup>8</sup> Cf. Lipsey (13).

<sup>9</sup> As expectativas ou antecipações da inflação são “exógenas” ao modelo, mas veja a equação (9). Mais precisamente, a variável “inflação antecipada” poderia ser considerada como uma variável predeterminada, já que se trata de uma função de taxas passadas de inflação.

Assume-se *a priori* que  $J_1 > 0$  e  $J_2 < 0$ , enquanto  $K' > 0$ . É evidente que outras equações macroeconômicas poderiam completar o sistema. Deve-se observar, no entanto, que as equações (5), (6) e (7) são consistentes com o mais completo modelo teórico recentemente desenvolvido por Friedman, no qual o modelo sobre aceleração inflacionária está nitidamente incorporado.<sup>10</sup>

Para se obter a equação (8) a seguir, hipotetizamos por simplicidade que o ajustamento é imediato para equilíbrio no mercado de dinheiro, de tal modo que a quantidade demandada de moeda é sempre igual à oferta monetária  $M$ . Deriva-se (8) então como uma formulação semi-estrutural, combinando-se (5) e (6) e considerando primeiras diferenças logarítmicas:

$$D \text{ LOG } P = L_1 (D \text{ LOG } M, D \text{ LOG } y, D (D \text{ LOG } P)^a) \quad (8)$$

com  $L_1 > 0$ ,  $L_2 < 0$  e  $L_3 > 0$ . Note-se que (5) sugere na verdade que  $L_1 = 1,0$ , mas esta restrição pode ser relaxada para  $L_1 > 0$ .<sup>11</sup>

As equações (1), (7) e (8) formam um simples mas completo sistema simultâneo de equações semi-estruturais, com  $D \text{ LOG } P$ ,  $X$  e  $D \text{ LOG } y$  como as variáveis endógenas. Pode-se observar que combinando (7) e (1) temos uma relação *positiva* entre inflação e crescimento como uma implicação da Curva de Phillips, e uma relação *negativa* entre estas duas variáveis derivada da demanda de moeda, exatamente como em uma análise-padrão de oferta e procura onde há duas funções — oferta e procura — e duas variáveis — preço e quantidade. Observe-se também que o mercado de trabalho é levado em consideração implicitamente no modelo através das equações (3) e (4), embora — uma das qualidades do modelo para testes empíricos em países como o Brasil — variáveis como salários e emprego não apareçam na formulação final.

A hipótese adotada para se medir expectativas inflacionárias é uma muito geral, recentemente sugerida por Cagan,<sup>12</sup> a qual pode ser con-

<sup>10</sup> Cf. Friedman (14).

<sup>11</sup> Formulações funcionais simples das equações (5) e (6) que conduzem à equação (8) em forma linear são, por exemplo, uma demanda log-linear por saldos reais ou moeda real e uma equação de Fisher como  $i = r (D \text{ LOG } P)^a$ , onde a taxa real de juros  $r$  é considerada constante. O resultado mais geral da combinação das equações (5) e (6) seria

$$D \text{ LOG } P = M (D \text{ LOG } M, D \text{ LOG } (J(u, K((D \text{ LOG } P)^a))), \text{ com } M_1 = 1,0.$$

<sup>12</sup> Segundo Cagan (15, p. 44), "price expectations are formed from past experience in two parts, an estimate of long-run trend ... plus an estimate of short-run movements based on an extrapolation of recent changes". Além disso, ele ainda sugere o uso de médias ponderadas para a tendência de longo prazo.

siderada como uma combinação de expectativas adaptativas e extrapolativas:

$$(D \text{ LOG } P)^a = \sum_i^m w_i D \text{ LOG } P(t-i) + \sum_i^s \gamma_i D(D \text{ LOG } P(t-i)) \quad (9)$$

com  $\sum_i^m w_i = 1,0$ . O segundo termo reflete a aceleração da inflação.

Finalmente, o produto potencial é, por hipótese, função do tempo e é construído empiricamente utilizando-se uma simplificação do método de "tendência pelos picos" da Wharton School.<sup>13</sup> A taxa de crescimento do produto potencial,  $D \text{ LOG } y^+$ , é considerada constante no período. A racionalização teórica para este método é encontrada em simples modelos neoclássicos de crescimento econômico, os quais conduzem a uma taxa natural constante de crescimento da capacidade real, com uma derivação implícita de  $y = f(t)$  a partir de funções de produção agregadas relativamente simples.

Estamos basicamente interessados nas hipóteses alternativas sobre  $F_1$  na equação (1), porém é necessário dizer que, ao contrário dos testes existentes, não se pode esquecer as equações (7) e (8) e a questão geral da simultaneidade em macroeconomia.

### 3. Resultados empíricos: Brasil

Neste item, vamos reportar algumas estimativas de formas estocásticas lineares das equações (1) e (8) para o Brasil, usando-se a hipótese de antecipações e expectativas considerada em (9). As técnicas usadas no processo de estimação foram mínimos quadrados de três estágios (3SLS) e mínimos quadrados comuns (OLS).<sup>14</sup> O modelo econométrico de três equações testado para o Brasil pode ser representado da seguinte maneira:

$$D \text{ LOG } P(t) = \alpha_0 + \alpha_1 [\sum w_i D \text{ LOG } P(T-i) + \sum \gamma_i D(D \text{ LOG } P(t-i))] + \alpha_2 X(t) + u(t) \quad (10)$$

<sup>13</sup> Cf. Klein e Summers (16). Aqui, dois "picos" foram selecionados por inspeção dos dados em gráficos, e uma reta logarítmica é usada para estimar o "produto real potencial", com taxas de crescimento entre 6% e 7% dadas pela inclinação da reta. O hiato  $X$  é calculado como  $\text{LOG } y^+ - \text{LOG } y$ , para dados anuais e trimestrais.

<sup>14</sup> Deve-se mencionar que estimativas com mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) foram feitas, mas não são apresentadas aqui já que são muito semelhantes às estimativas em três estágios (3SLS) do modelo. O método 3SLS tem maior eficiência assintótica do que o método 2SLS.

$$D \text{ LOG } P(t) = \alpha_3 + \alpha_4 D \text{ LOG } M(t) + \alpha_5 D \text{ LOG } y(t) + \alpha_6 \Sigma W: D(D \text{ LOG } P(t-i)) + v(t) \quad (11)$$

$$X(t) = \alpha_7 - D \text{ LOG } y(t) + X(t-1) \quad (12)$$

Os sinais sugeridos por nossa análise teórica acima são os seguintes:  $0 \leq \alpha_1 \leq 1,0$ ,  $\alpha_2 < 0$ ,  $\alpha_4 > 0$ ,  $\alpha_5 < 0$ ,  $\alpha_6 > 0$ . O parâmetro  $\alpha_7$  corresponde a  $D \text{ LOG } y^\pm$ . A hipótese aceleracionista extrema é que  $\alpha_1 = 1,0$ , com a implicação de que somente a parte não antecipada da taxa de inflação — possivelmente a “aceleração” da inflação — está relacionada ao hiato percentual  $X$ , inversamente, ou ao excesso de procura diretamente. Diferentes hipóteses sobre os “pesos” na equação de expectativas (9) foram então introduzidos nas equações (10) e (11), para a análise empírica.<sup>15</sup>

Já que (10) e (11) acima formam com a identidade (12) um sistema de equações simultâneas, a técnica 3SLS foi aplicada na estimação, conduzindo a estimadores consistentes e assintoticamente eficientes das equações estruturais. A presença de variáveis dependentes retardadas no sistema não afetou estas propriedades dos estimadores, desde que a autocorrelação dos resíduos não estivesse presente. As regressões anuais correspondem ao período 1954-1971, com alguns *lags* indo até 1949. As regressões trimestrais correspondem a 1958 I-1972 II, com *lags* até 1955.

Nas tabelas 1, 2 e 3 apresentamos as estimativas com dados anuais. Depois de alguma experimentação,  $X(t)$  foi substituído por  $1/2 (X(t) + X(t-1))$ <sup>16</sup> e a mesma modificação foi feita para  $D \text{ LOG } M(t)$ , o que implica um retardo médio de seis meses nos efeitos destas variáveis sobre a inflação. Na tabela 1, estimativas com 3SLS e OLS de (10) e (11) são mostradas com a hipótese simples para expectativas (ver (9)) de que  $w_1 = 1,0$ ,  $w_2 = w_3 = \dots = 0$ ,  $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \dots = 0$ . Na tabela 2, os “pesos” adotados para expectativas em (9) implicam um retardo maior, com  $w_1 = 0,4$ ,  $w_2 = 0,3$ ,  $w_3 = 0,2$ ,  $w_4 = 0,1$ ,  $w_5 = w_6 = \dots = 0$ ,  $\gamma_1 = \gamma$ ,  $\gamma_2 = \gamma_3 = \dots = 0$ . Finalmente, na tabela 3, apresentamos estimativas com mínimos quadrados comuns — OLS — para as formas reduzidas sem restrições.

<sup>15</sup> O uso das equações (9) e (8) sugeriria a presença de  $\Sigma \gamma_i D(D \text{ LOG } P(t-i))$  em (11), mas esta variável foi desprezada no processo de estimação. O abandono desta variável não deverá causar problema sério, já que corresponde à terceira “derivativa” do nível de preços.

<sup>16</sup> Mas a variável endógena no modelo continua a ser  $X(t)$  e  $X(t-1)$  é considerado predeterminado e, em consequência, entra nas formas reduzidas como variável explanatória. Assim, para as regressões anuais, as variações “criadas” no primeiro estágio do método 3SLS são  $1/2 (X(t) + X(t-1))$  na equação (10) e  $D \text{ LOG } y(t)$  na equação (11), mas a presença de  $X(t-1)$  entre as variáveis predeterminadas faz com que estas variáveis “criadas” sejam equivalentes a termos de fato as variáveis endógenas  $X(t)$  e  $D \text{ LOG } y(t)$ .

Para as regressões trimestrais, uma série para produto real foi construída com o método recentemente descrito por Chow e Lin,<sup>17</sup> o qual envolve séries relacionadas e mínimos quadrados.<sup>18</sup> Após a construção desta série, o método da “tendência pelos picos” foi utilizado para se obter o *gap* percentual  $X$ , ou  $\text{LOG } y^+ - \text{LOG } y$ . As tabelas 4, 5 e 6 indicam as estimativas com dados trimestrais. Retardos distribuídos (*distributed lags*) para  $D \text{ LOG } P$ ,  $X$  e  $D \text{ LOG } M$  foram estimados e os pesos são apresentados nas tabelas, inclusive duas hipóteses diferentes para expectativas inflacionárias — tabelas 4 e 5. As formas reduzidas sem restrições do sistema estão na tabela 6. Variáveis *dummy* sazonais foram incluídas em cada caso para ajustamento estacional, mas os seus coeficientes não estão representados nas tabelas deste artigo.

Finalmente, reportamos na tabela 7 estimativas de (10) e (11) usando a técnica de Almon para a estimação de *lags* com OLS, polinômio de terceiro grau, um retardo distribuído de oito trimestres, e nenhuma restrição nos pontos finais do polinômio, para  $D \text{ LOG } P$ ,  $X$  e  $D \text{ LOG } M$ . Deve-se observar que os valores obtidos com a técnica de Almon não são inconsistentes com as estimativas obtidas a partir de “pesos” assumidos *a priori* e apresentadas nas tabelas 4 e 5 para dados trimestrais. Isto confirma que uma variável pode ser relativamente bem aproximada por diferentes estruturas de retardo, sem grandes modificações nas estimativas ou na qualidade da regressão.

Em geral, os resultados empíricos do modelo são bastante satisfatórios, se considerarmos a sua simplicidade e o seu nível de agregação. Sem nenhuma exceção, os sinais previstos pela teoria são confirmados nos testes empíricos, e a maioria dos coeficientes é significativamente diferente de zero, com razoáveis *t*-scores. Deve-se notar que, com freqüência, os resultados apresentados nas tabelas são bastante diferentes para OLS e 3SLS, o que sugere a importância de se usar um método apropriado para sistemas de equações simultâneas, sob pena de se obter estimadores inconsistentes. A presença de variáveis dependentes retardadas nas equações estruturais não parece afetar grandemente os resultados, já que a correlação serial dos resíduos não é um problema sério, segundo indicam as

<sup>17</sup> Cf. Chow & Lin. (17).

<sup>18</sup> As séries correlatas usadas como “insumos” são as seguintes: 1955-1958: Crédito real ao setor privado e Importações em termos reais; 1959-1961: Importações em termos reais e Receita governamental em termos reais; 1962-1972: Receita governamental em termos reais e Consumo industrial de energia elétrica. Basicamente, o método inclui a “distribuição” da série anual do PIB a preços constantes pelos trimestres, usando-se estimativas de mínimos quadrados em regressões com séries correlacionadas. A soma das quatro estimativas trimestrais é igual ao total observado anual. O deflator utilizado para as séries correlacionadas foi o índice de preços por atacado.

estatísticas de Durbin-Watson e a mais apropriada estatística  $h$  de Durbin, com exceção talvez da equação (11) na tabela 4 e da equação (10) na tabela 5.

Quanto a controvérsia sobre aceleração inflacionária, os resultados parecem ser em favor de uma Curva de Phillips vertical a longo prazo, ou nenhum conflito — *trade off* — em equilíbrio, já que as estimativas dos coeficientes de  $\Sigma w; D \text{ LOG } P (t-i)$  na equação (10) para o Brasil não são em geral significativamente diferentes de 1,0 e, em conseqüência, não podemos rejeitar a hipótese de que não existe um efeito-phillips a longo prazo. Se incluirmos as regressões anuais e trimestrais, as estimativas vão de 0,7112 até 1,1595. Note-se ainda que as estimativas relativas a variáveis tais como  $D (D \text{ LOG } P)$  são irrelevantes para análise de equilíbrio de longo prazo, porque elas são por definição iguais a zero no longo prazo.<sup>19</sup>

Por conseguinte, os resultados empíricos parecem confirmar a hipótese sobre a aceleração inflacionária de que o excesso de procura afeta apenas a aceleração da inflação ou somente a inflação inesperada, ao invés da inflação efetivamente verificada. Além disso, um outro resultado interessante de nossos testes é a impossibilidade de se rejeitar a conexão da teoria quantitativa entre moeda e preços, a qual tem sido completamente desprezada em testes de teorias recentes de inflação com uma equação única nos países industrializados.

#### 4. Conclusão

Uma investigação empírica da controvérsia sobre a aceleração inflacionária ligada à Curva de Phillips, com dados para o Brasil, parece confirmar a evidência apresentada por Friedman quando este rejeitou o conflito inflação de preços-desemprego de fatores e enfatizou a importância das expectativas e antecipações. Assim, dúvidas sobre a teoria da aceleração inflacionária sugeridas em testes econométricos relacionados a países sem uma história de prolongada inflação terão de ser devidamente pesadas contra a confirmação desta teoria para o caso brasileiro. Além disso, é bem possível que estas dúvidas e rejeições anteriores estejam relacionadas a especificações incorretas dos modelos teóricos, as quais, entre outras coisas, desprezaram o problema da simultaneidade. Este autor está realizando um estudo mais extenso da teoria da aceleração inflacionária para di-

<sup>19</sup> Na verdade, é interessante registrar que o valor médio para  $D (D \text{ LOG } P)$  em 1954-1971 é -0,27%, embora o desvio-padrão seja 7,64%, sugerindo que esta variável é relevante somente para análise de curto prazo.

versos países com altas e baixas taxas de inflação no qual evitará o *approach* da equação única, e adotará o esquema analítico apresentado neste *paper*.<sup>20</sup> Entre outros problemas, é necessário estudar-se com cuidado se o coeficiente 1 pode ser considerado constante, e/ou se este coeficiente permite testes adequados da teoria da aceleração usando-se hipóteses convencionais sobre expectativas inflacionárias.<sup>21</sup>

Finalmente, deveria ser enfatizado que a ausência de um conflito ou *trade-off* de longo prazo entre a inflação e variáveis "reais", sugerida pela teoria aceleracionista, não quer dizer necessariamente que não há nada de errado com a presença de inflação e/ou que uma taxa de inflação plenamente antecipada e constante é completamente neutra e não pode afetar o setor "real" da economia. Já que o dinheiro é um ativo que não rende juros, a inflação representa um imposto sobre os saldos reais ou moeda real e, através do efeito de saldos reais (*real balance effect*), ela pode afetar as poupanças e a taxa real de juros, em conseqüência. Isto acontece mesmo quando temos uma inflação antecipada. Os efeitos de uma inflação inesperada não precisam ser comentados aqui. Além do mais, uma inflação antecipada pode afetar o balanço de pagamentos, a não ser que a taxa *real* de câmbio seja "fixa". Quanto ao caso brasileiro particularmente, embora a taxa de inflação ainda não seja perfeitamente antecipada por todos os indivíduos, poder-se-ia dizer que existe neste país uma inflação "quase-neutra". Mas é preciso lembrar que a mera ausência do pagamento de juros sobre depósitos à vista quebra a "neutralidade" da inflação. Nesta linha, pode-se argumentar que a taxa de inflação poderia ser reduzida ainda mais, a fim de se obter mais baixas taxas nominais de juros ou um menor custo de oportunidade para o dinheiro. Como se sabe, a redução da taxa de inflação que se pode obter através de menores taxas de crescimento da oferta de moeda não afetará a taxa de crescimento potencial do produto, que é estimada entre 6 e 7%. Além do mais, a ignorância sobre efeitos de curtíssimo prazo das medidas de estabilização parece sugerir algumas "regras" de redução gradual em  $D \log M$ .

<sup>20</sup> Este é o tópico de minha dissertação para o Ph.D. no Departamento de Economia da University of Virginia.

<sup>21</sup> Mais especificamente, o coeficiente poderia ser considerado como uma variável e talvez funcionalmente relacionado à taxa antecipada de inflação, conduzindo a modelos não lineares mais flexíveis. Além disso, é muito improvável que se possa encontrar uma medida perfeita para antecipações inflacionárias e assim o coeficiente estimado terá somente um caráter aproximativo. Pode-se também argumentar que a teoria da aceleração inflacionária apenas sugere que  $\alpha_1$  está "perto" de 1,0 e que o conflito ou *trade-off* a longo prazo é, em conseqüência, "desprezível". Nós decidimos, porém, considerar os testes mais "comuns" destas teorias neste artigo.

Quanto ao crescimento da produção, queremos fazer um ponto final, sugerido pela investigação empírica levada a cabo: as altas taxas de crescimento obtidas pelo Brasil entre 1968 e 1972 parecem ser basicamente “explicadas” — ver tabelas 3 e 6 — por um processo de recuperação e reajustamento da economia para compensar as taxas de crescimento muito baixas e os grandes hiatos verificados em 1962-1967. Pode-se visualizar um gráfico com o logaritmo dos produtos potencial real e atual real no eixo vertical e tempo no eixo horizontal. O  $\log y^+$  é uma reta com inclinação correspondente a 6%-7%, e é igual a  $\log y$  em 1961. A partir daí, os *gaps* entre  $\log y^+$  e  $\log y$  aumentam grandemente até 1968, quando começam a se reduzir. Em 1972, a economia brasileira parecia estar de volta à “reta” relativa ao produto potencial. Em consequência, pode-se esperar que as taxas de crescimento nos próximos anos deverão cair do nível 10%-12% para 6%-7%, porque o processo de reajustamento parece estar completado.

## Apêndice

### 1. Nota geral

Todas as variáveis na forma  $D \text{ LOG}$  estão expressas em forma percentual, ou 100  $D \text{ LOG}$  de fato. O mesmo é válido para a variável  $X$ . Os números em parênteses nas tabelas são “t-escores”.  $DIV$  é a estatística de Durbin-Watson e  $DF$  significa graus de liberdade.  $SE^2$  é a variância do erro na regressão e  $R^{-2}$  é o  $R^2$  ajustado por graus de liberdade.  $R^{-2}_L$  corresponde aos “níveis”, ou seja, à variável dependente  $\text{LOG } P$  ao invés de  $D \text{ LOG } P$ , por exemplo.  $h$  é a estatística “ $h$ ” de Durbin, para testar autocorrelação com variáveis dependentes retardadas no sistema. O termo constante nas regressões não é mostrado, mas foi incluído em cada caso. O sinal  $+$  indica uma variável endógena “criada” pelo método 3SLS. A variável dependente é sempre  $D \text{ LOG } P(t)$ , com exceção da segunda equação nas tabelas 3 e 6. Ainda com referência às tabelas 3 e 6, as formas reduzidas para  $X(t)$  (ou  $1/2 \sum_u^i X(t-i)$ , por exemplo) são meras transformações aritméticas das formas reduzidas para  $D \text{ LOG } Y$ , já que  $X(t) = (t-v) - D \text{ LOG } y^+$  constante. Para dados trimestrais (tabelas 4, 5, 6 e 7), variáveis *dummy* sazonais foram incluídas em cada caso, mas os seus coeficientes não são apresentados. A técnica de Almon foi aplicada na tabela 7, com um polinômio do terceiro grau e nenhuma res-

trição nos pontos finais do polinômio. Os “pesos” dos retardos distribuídos (*distributed lags*) são apresentados nas tabelas. A estatística “*h*” não pôde ser calculada na tabela 4.

## 2. Símbolos

a) Dados anuais (1954-1971)

$P$  = Índice de preços para o consumidor, 1963 = 100, Média anual

$y$  = Produto Interno Bruto a preços de 1949

$M$  = Oferta monetária nominal ( $M_1$ ), médias anuais de dados trimestrais

$X = \text{LOG } y^+ - \text{LOG } y$

$\text{LOG } y^+ = 5,436434 + 0,068372 T, T = 1, 2, 3, \dots, 1950 = 1$

(“picos” 1952, 1961)

b) Dados trimestrais (1958 I — 1972 II)

$P$  = Índice de preços para o consumidor, 1963 = 100, média trimestral.

$y$  = Série de produto real a taxas anuais derivadas de séries correlacionadas (ver notas de rodapé 18 e 19)

$M$  = Oferta monetária nominal ( $M_1$ ), médias de dois sucessivos dados trimestrais de fim de período

$X = \text{LOG } y^+ - \text{LOG } y$

$\text{LOG } y^+ = 5,804490 + 0,061449 t, t = 0, 25, 0, 50, 0, 75, \dots, 1955 \text{ I} = 0, 25$  (“picos” 61 III, 71 I)

## 3. Médias e desvios-padrão (dados anuais), 1954-1971

	Média (%)	DP (%)
$D \text{ LOG } P$	29,48	13,94
$D \text{ LOG } y$	6,58	2,78
$D \text{ LOG } M$	32,75	12,74
$X$	8,39	6,12

#### 4. Fontes

*International Financial Statistics*, suplementos anuais do *International Financial Statistics*, *IFS Supplement on Money*, *Conjuntura Econômica*, *Mundo Econômico*.

Tabela 1

Dados anuais

	Equação (10)		Equação (11)	
	3SLS	OLS	3SLS	OLS
$D \text{ LOG } P (t-1)$	0,9558	0,9489		
	(8,29)	(8,23)		
$1/2 \sum_0^1 X (t-i)$	- 0,7982 +	- 0,7446		
	(3,00)	(2,77)		
$1/2 \sum_0^1 D \text{ LOG } M (t-i)$			0,5202 (3,05)	0,7939 (6,12)
$D \text{ LOG } y (t)$			3,0173 + (3,00)	1,1384 (2,05)
$D (D \text{ LOG } P (t-1) )$			0,3152 (1,69)	0,3966 (2,23)
$R^2$	0,8183	0,8187	0,7866	0,8837
$DW$	1,733	1,731	1,708	2,132
$DF$	15	15	14	14
$SE^2$	42,3467	42,2366	53,2714	29,0250
$\overline{R}^2$	0,7940	0,7946	0,7409	0,8588
$\overline{R}^2_I$	0,9988		0,9984	
$h$	0,6494		1,0112	

Tabela 2  
Dados anuais

	Equação (10)		Equação (11)	
	3SLS	OLS	3SLS	OLS
$\sum_1^4 w_i D \text{ LOG } P(t-i)$	1,1595 (7,17)	1,0789 (6,57)		
$1,2 \sum_0^1 X(t-i)$	1,4492 + (3,73)	1,0523 (2,63)		
$1,2 \sum_0^1 D \text{ LOG } M(t-i)$			0,5419 (4,40)	0,7727 (6,04)
$D \text{ LOG } y(t)$			1,9536 + (2,88)	0,8742 (1,56)
$D(D \text{ LOG } P(t-1))$	0,3637 (1,77)	0,6946 (2,86)		
$\sum_1^4 W_i D(D \text{ LOG } P(t-i))$			0,6473 (2,54)	0,6730 (2,46)
$R^2$	0,8163	0,8386	0,8516	0,8898
DW	1,585	2,254	1,252	1,993
DF	14	14	14	14
$SE^2$	45,8714	40,2870	37,9571	27,5130
$\overline{R}^2$	0,7769	0,8041	0,8198	0,8662
$\overline{R}^2_L$	0,9987		0,9989	
$h$	1,5631		1,1182	
$i = 1 \quad 2 \quad 3 \quad 4$				
$W_i = 0,4 \quad 0,3 \quad 0,2 \quad 0,1$				

Tabela 3

Dados anuais

	Formas reduzidas $D \text{ LOG } P$		Formas reduzidas $D \text{ LOG } y$	
	I	II	I	II
$D \text{ LOG } P (t-i)$	0,1991 (0,83)		0,1681 (1,64)	
$X (t-1)$	--- 0,6628	--- 0,9544	0,2273	0,5189
$1,2 \sum_{i=1}^1 D \text{ LOG } M (t-1)$	0,8449 (2,98)	0,9397 (4,07)	0,0165 (0,14)	0,0076 (0,09)
$D (D \text{ LOG } P (t-1))$	0,0736 (0,33)		0,0865 (0,91)	
$\sum_1^4 W_i D \text{ LOG } P (t-i)$		0,2121 (0,93)		--- 0,2635 (3,36)
$\sum_1^4 W_i D (D \text{ LOG } P (t-i))$		--- 1172 (0,22)		0,2377 (1,26)
$R^2$	0,9013	0,9019	0,5498	0,6915
$DF$	13	13	13	13
$SE^2$	26,446	26,387	4,8128	3,2974
$i = 1 \quad 2 \quad 3 \quad 4$				
$W_i = 0,4 \quad 0,3 \quad 0,2 \quad 0,1$				

Tabela 4  
Dados trimestrais

			Equação (10)		Equação (11)			
			3SLS	OLS	3SLS		OLS	
$D \text{ LOG } P (t-1)$			0,7112	0,8111				
$\sum_0^7 z_i \text{ X } (t-i)$			(8,94) — 0,0693 + (0,93)	(9,85) — 0,1116 (1,69)				
$\sum_0^7 v_i \text{ D LOG M } (t-i)$					0,7756 (4,88)		0,9814 (7,33)	
$D \text{ LOG } y (t)$					— 0,1460 + (1,45)		— 0,0139 (0,44)	
$D (D \text{ LOG } P (t-1))$			— 0,1701 (1,29)	— 0,2282 (1,73)	— 1415 (0,66)		— 2529 (1,54)	
$R^2$			0,7028	0,7175	— 3575		— 5341	
$DW$			1,849	2,030	1,261		1,043	
$DF$			51	51	51		51	
$SE^2$			5,4412	5,1728	11,7647		8,5207	
$\overline{R}^2$			0,6679	0,6842	0,2819		0,4793	
$\overline{R}^2_L$			0,9998		0,9995			
$h$			—		—			
i	0	1	2	3	4	5	6	7
$z_i$	0,2	0,2	0,15	0,15	0,1	0,1	0,05	0,05
$v_i$	0,2	0,2	0,15	0,15	0,1	0,1	0,05	0,05

Tabela 5

Dados trimestrais

[illegible]

### Dados trimestrais

[illegible]

Tabela 7  
Dados trimestrais

	Equação (10)		Equação (11)	
	Coefi- cientes	"t-escores"	Coefi- cientes	"t-escores"
$D \text{ LOG } P (t-1)$	0,4980	3,88	$D \text{ LOG } M (t-0)$	0,2900 2,61
$D \text{ LOG } P (t-2)$	0,2315	3,51	$D \text{ LOG } M (t-1)$	0,1911 3,56
$D \text{ LOG } P (t-3)$	0,0858	1,06	$D \text{ LOG } M (t-2)$	0,1331 1,94
$D \text{ LOG } P (t-4)$	0,0263	0,40	$D \text{ LOG } M (t-3)$	0,1041 1,98
$D \text{ LOG } P (t-5)$	0,0188	0,28	$D \text{ LOG } M (t-4)$	0,0922 1,78
$D \text{ LOG } P (t-6)$	0,0288	0,35	$D \text{ LOG } M (t-5)$	0,0855 1,27
$D \text{ LOG } P (t-7)$	0,0219	0,33	$D \text{ LOG } M (t-6)$	0,0722 1,37
$D \text{ LOG } P (t-8)$	0,0362	0,28	$D \text{ LOG } M (t-7)$	0,0403 0,36
$\Sigma$	0,8749	8,99	$\Sigma$	1,0084 7,44
$X (t-0)$	0,0625	2,28		
$X (t-1)$	0,0151	0,82		
$X (t-2)$	0,0001	0,01		
$X (t-3)$	0,0043	0,24		
$X (t-4)$	0,0162	0,95		
$X (t-5)$	0,0232	1,29		
$X (t-6)$	0,0129	0,76		
$X (t-7)$	0,0270	0,96		
	0,1071	1,16		
$D \text{ LOG } y$				
$1/2 \sum_1^2 D (D \text{ LOG } P (t-1) )$			0,0124 0,40 0,7564 2,77	
$R^2$	0,7424		0,5891	
$DW$	1,8588		1,2693	
$DF$	46		48	
$SE^2$	5,2293		7,9918	

## Referências bibliográficas

1. Friedman, Milton. Comments. In: Schultz, G. & Aliber, R. ed. *Guidelines, informal controls and the market place*. Chicago, University of Chicago Press, 1966. p. 55-61.
2. Friedman, Milton. The role of monetary policy. *American Economic Review*, v. 58, n. 1, Mar. 1968, ou em *The optimum quantity of money and other essays*. Chicago, Aldine 1969. p. 94-110.
3. Phillips, A. W. Stabilization policy in a closed economy. *Economic Journal*, p. 290-323, June. 1954.
4. Phillips, A. W. A simple model of employment, money and prices in a growing economy. *Economica*, p. 360-70, Nov. 1961.
5. Phillips, A. W. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, p. 283-99, Nov. 1958.
6. Phelps, E. S. et alii. *Microeconomic foundations of employment and inflation theory*. Norton, New York, 1970.
7. Gordon, R. The recent acceleration of inflation and its lessons for the future. *Brookings Papers in Economic Activity*, v. 1, p. 8-48, 1970.
8. Perry, G. Changing labor markets and inflation, *Brookings Papers in Economic Activity*, v. 3, p. 411-48, 1970.
9. Solow, R. Recent controversies on the theory of inflation. In: *Inflations: its causes, consequences and control*. p. 1-17, S. Rousseas, ed. New York University Press, 1968.
10. Parkin, M. Incomes policy: some further results on the determination of the rate of change of money wages. *Economica*, p. 386-401, Nov. 1970.
11. Eckstein, O. ed. *The econometrics of price determination*. Washington, D.C. Board of Governors of the Federal Reserve System, 1972. esp. p. 309-24 (S. Hymans) e p. 337-9 (J. G. De Menil, Enzler A. Hirsch).
12. Friedman, M. & Schwartz, A. Trends in money, income and prices. p. 36-40, *47th Annual Report NBER*, N. York, 1967.
13. Lipsey, R. G. The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957: a further analysis. *Economica*, p. 1-31, Fev. 1960.
14. Friedman, M. *A theoretical framework for monetary analysis*. New York, National Bureau of Economic Research, 1971. (Occasional Paper, n. 112)
15. Cagan, P. The relations between wages and prices in mild inflations. p. 44-5. *48th Annual Report NBER*, New York, 1968.
16. Klein, L. & Summers, R. *The Wharton index of capacity utilization*. Philadelphia, University of Pennsylvania, 1966. (Studies in Quantitative Economics n. 1).
17. Chow, G. C. & Lin, A. Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related series. *Review of Economics and Statistics*, p. 372-5, Nov. 1971.
18. Turnovsky, S. The expectations hypothesis and the aggregate wage equation. *Economica* p. 1-17, Feb. 1972.