Expectativas racionais e o dilema produto real/inflação no Brasil*

Antonio Carlos Lemgruber**

O objetivo do presente trabalho é contribuir para o estudo do dilema inflação/recessão, mediante dados do Brasil no período de 1950-1978. Tentamos aplicar alguns modelos e noções recentes da macroeconomia moderna – o modelo de Laidler-Parkin, o modelo de Lucas, a teoria das expectativas racionais, bem como hipóteses relacionadas com a rigidez da inflação. As estimativas dos modelos para o Brasil apresentam bons desempenhos, com sinais corretos e significativos, e estatísticas razoáveis. Em particular, não pode ser rejeitada a possibilidade de uma curva de Phillips do tipo aceleracionista e quebrada (*kinked*) resultado esse que oferece importantes implicações para a política econômica. De modo mais geral, as estimativas tendem a confirmar o dilema a curto prazo entre inflação e produto real, assim como o destacado papel da política monetária no processo. As implicações de política econômica levam a crer que deveriam ser evitadas políticas intermitentes (*stop and go*), e adotadas normas sistemáticas e coerentes para o crescimento da moeda, de modo a alcançar, a certa altura, uma taxa constante de crescimento da moeda.

1. Introdução

A inflação e a recessão certamente se encontram entre os temas principais da moderna macroeconomia. A recente literatura econômica, como se sabe, tem-se

* Traduzido do original em inglês. Este *paper* foi apresentado ao IV Congresso Mundial de Econometric Society, em agosto de 1980, em Aix-en-Provence, França.

** Economista do Instituto Brasileiro de Economia e Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro.

empenhado em explicar simultaneamente os movimentos de inflação e recessão nas economias de mercado. A finalidade do presente trabalho é contribuir para o estudo do dilema inflação/recessão, com base em dados referentes ao Brasil no período de 1950-1978. O caso brasileiro oferece particular interesse devido às suas elevadas e variáveis taxas de inflação, que foram de 11% em 1950 a 90% em 1964 – com uma média de 30%. No mesmo período, a taxa de crescimento real oscilou entre 14% (1973) e 1,7% (1963) com uma média de 7,2%, e o chamado *hiato* do produto real variou entre –16% (1967) e + 11% (1976), com uma média zero.[1]

A fim de levar a cabo esta análise das relações entre a inflação e o produto real, bem como estudar os efeitos da política econômica sobre ambos, tentaremos aplicar alguns modelos e noções recentes da macroeconomia moderna. Mais especificamente, consideraremos dois macromodelos de pequeno porte (Laidler-Parkin e Lucas), e também levaremos em consideração a teoria das expectativas racionais e algumas hipóteses referentes à rigidez da inflação à baixa.

No item 2, abordamos o modelo de Laidler-Parkin e o modelo de Lucas. Ambos os modelos concentram a atenção sobre o dilema inflação/produto real. No item 3, apresentamos uma análise rápida das expectativas racionais e abordamos algumas das críticas feitas contra essa abordagem, inclusive a hipótese da rigidez da inflação à baixa devido a contratos e *customer markets*. No item 4, apresentamos estimativas dos modelos de Laidler-Parkin e de Lucas para o Brasil (1950-1978), com dados anuais. Por fim, no item 5 a hipótese da rigidez da inflação também é testada para o Brasil. O resumo e algumas conclusões encontram-se no item 6.

2. Dois modelos modernos e populares de inflação

A fim de ordenar nossa abordagem do dilema produto real/inflação no Brasil, consideremos nesta seção o funcionamento de dois conhecidos modelos de inflação: o modelo de Laidler-Parkin (doravante, modelo LP) e o modelo de Lucas (doravante, modelo L). Ambos são bons exemplos de uma das principais aplicações da moderna macroeconomia, qual seja, o estudo da inflação no contexto de macromodelos simples mas completos que concentram a atenção no problema comumente caracterizado pela chamada *equação ausente* de Friedman.[2] Segundo

[1] *Hiato* do produto significa, neste caso, o desvio relativo do produto normal. Para maiores detalhes, veja os itens 2 e 4. Observe-se que aqui os números que se referem à inflação e crescimento representam taxas percentuais, em contraste com as taxas logarítmicas usadas no restante do trabalho. Taxas percentuais são as medidas usadas mais comumente, porém as taxas logarítmicas apresentam algumas propriedades que as tornam preferíveis para a análise teórica (em particular, a simetria). A média zero para o *hiato* do produto, obviamente, é uma conseqüência do fato de que a medida do *hiato* se baseia nos resíduos de mínimos quadrados da regressão de tendência. Veja também o item 4.

[2] Veja Friedman, M. (1971).

Friedman: "A chave para remediar as falhas comuns aos modelos (macroeconômicos convencionais) . . . é uma teoria que explique . . . a divisão a curto prazo de uma mudança na renda nominal entre preços e produto . . .".[3]

Comecemos pela revisão do modelo LP,[4] composto de seis equações relativas às variáveis endógenas h, Δh, ΔP, ΔP^*, Δy e Δy^*, isto é, o nível da demanda excedente medida pelo *hiato do produto real*, a mudança na demanda excedente, a taxa de inflação, a taxa de inflação esperada, a taxa de crescimento real e a taxa de crescimento real potencial.

Observe-se que, em uma das equações abaixo, h é implicitamente definido como $y - y^*$, ou a diferença entre o logaritmo do produto real e o logaritmo da medida do produto normal ou potencial (hiato do produto real). Ademais, P é o log do nível geral de preços e P^* é o log do nível geral de preços esperados. Observe-se também que, por definição, Δh é igual a $h - h_{t-1}$.

O modelo pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\Delta P = ah + \Delta P^* \tag{1}$$

$$\Delta P^* = b\Delta P + (1 - b)\,\Delta P^*_{t-1} \tag{2}$$

$$\Delta h = c\,(\Delta M - \Delta P) \tag{3}$$

$$h = \Delta h + h_{t-1} \tag{4}$$

$$\Delta y = \Delta y^* + \Delta h \tag{5}$$

$$\Delta y^* = \beta \tag{6}$$

onde a, b e c são parâmetros (com b menor ou igual a 1), ΔM é a taxa de expansão monetária e β é uma taxa constante de crescimento real potencial.[5]

A equação (1) é uma equação de formação de preços, com ênfase na demanda excedente e nas expectativas; a equação (2) é uma hipótese de expectativa adaptativa;[6] e a equação (3) é uma formulação simplificada da demanda agregada. As outras três equações têm conteúdo principalmente de definição.

[3] Id. ibid. p. 48.

[4] Veja Laidler, D., Parkin, M. (1975) & Laidler, D. (1975).

[5] Na formulação original, algumas dessas equações foram consideradas apenas implicitamente, mas não explicitamente. Outra diferença entre o modelo composto das equações (1) a (6) e a formulação original refere-se à presença de um h defasado na equação de preços, ao invés do h contemporâneo, mas a nossa preferência por h baseia-se unicamente em razões empíricas.

[6] Veja, porém, o próximo item, sobre expectativas racionais.

Seria conveniente reduzir o modelo a duas equações:

$$h = c(\Delta M - \Delta P) + h_{t-1} \tag{7}$$

$$\Delta P = \Delta P_{t-1} + ah - a(1-b)h_{t-1} \tag{8}$$

A equação (7) – relativa ao lado da demanda agregada – implica uma relação *negativa* entre h e ΔP, e contém duas variáveis predeterminadas: ΔM e h_{t-1}. Também poderia ser escrita assim:

$$\Delta h = c(\Delta M - \Delta P) \tag{7a}$$

A equação (8) corresponde a uma curva *moderna* de Phillips, do tipo aceleracionista, que leva a uma relação *positiva* entre a demanda excedente e a inflação, e que contém as seguintes variáveis predeterminadas: ΔP_{t-1} e h_{t-1}. Também poderia ser escrita da seguinte maneira:

$$\Delta^2 P = ah - a(1-b)h_{t-1} \tag{8a}$$

onde $\Delta^2 P = \Delta P - \Delta P_{t-1}$ representa a aceleração da inflação, ou a segunda derivada do log do nível geral de preços.

As formas reduzidas deste modelo são muito significativas, com ΔM, ΔP_{t-1} e h_{t-1} determinando variáveis como ΔP, $\Delta^2 P$, h e Δh. Vamos mostrar os coeficientes das formas reduzidas apenas para ΔP e h:

$$\Delta P = \frac{1}{1+ac}\Delta P_{t-1} + \frac{ac}{1+ac}\Delta M + \frac{ab}{1+ac}h_{t-1} \tag{9}$$

$$h = \frac{-c}{1+ac}\Delta P_{t-1} + \frac{c}{1+ac}\Delta M + \frac{1+ac(1-b)}{1+ac}h_{t-1} \tag{10}$$

Voltaremos a analisar essas formas reduzidas do modelo LP após a apresentação do modelo de Lucas (ou modelo L).

Utilizando a mesma notação anterior, a formulação do modelo L seria a seguinte:[7]

$$h = \gamma(P - P^*) + \lambda h_{t-1} \tag{11}$$

$$P = Y - y \tag{12}$$

$$P^* = E(P/I) \tag{13}$$

[7] Veja Lucas (1972) e Lucas (1973).

$$Y^* = Y_{t-1} + \alpha \qquad (14)$$

$$Y = Y^* + u \qquad (15)$$

$$y = h + y^* \qquad (16)$$

$$y^* = \delta + \beta T \qquad (17)$$

A equação (11) é a conhecida formulação da oferta agregada de Lucas e poderia também ser assim expressa:

$$y = y^* + \gamma (P - P^*) + \lambda (y_{t-1} - y^*_{t-1}) \qquad (11a)$$

As equações (12) e (16) são definições, mas (12) deve ser considerada como demanda agregada para um Y dado. A equação (13) representa a hipótese da expectativa racional,[8] na qual I representa o conjunto de informações disponíveis no período t. Em (14), encontramos uma hipótese muito simples sobre o comportamento da política econômica. Observe-se que Y é o logaritmo do produto nominal e Y^* é o log previsto do produto nominal. O público espera que ΔY^* (a taxa de mudança prevista do produto nominal) seja em média igual a α.[9] Mas, de acordo com (15), Y será diferente de Y^* (ou ΔY será diferente de ΔY^*) por u. Portanto, $\Delta Y = \alpha + u$ – um componente antecipado e um componente não-antecipado. Finalmente, (17) identifica o produto real potencial com um valor de tendência. Os parâmetros γ e λ são positivos, sendo $\lambda < 1$.

É proveitoso, certamente, tentar apresentar o modelo L com as mesmas variáveis endógenas que o modelo LP. Temos, então:

$$h = \gamma (\Delta P - \Delta P^*) + \lambda h_{t-1} \qquad (18)$$

$$\Delta P = \alpha + u - \Delta y \qquad (19)$$

$$\Delta P^* = E(P/I) - P_{t-1} \qquad (20)$$

$$\Delta y = \Delta h + \Delta y^* \qquad (21)$$

$$\Delta h = h - h_{t-1} \qquad (22)$$

$$\Delta y^* = \beta \qquad (23)$$

[8] Veja o próximo item.

[9] Observe-se que $\Delta Y^* = Y^* - Y_{t-1}$.

A equação de oferta agregada (18) é a contrapartida da curva de Phillips do modelo LP. A equação (19) transforma-se numa relação de demanda agregada, onde ΔY é simplesmente desagregada em componentes antecipados e não antecipados. Ademais, (20) substitui a formulação das expectativas adaptativas por uma formulação de expectativas racionais.[10]

Tratemos agora de reduzir o modelo L a duas equações:

$$h = \gamma (\Delta P - \Delta P^*) + \lambda h_{t-1} \tag{24}$$

$$\Delta P = \Delta Y^* + (\Delta Y - \Delta Y^*) - (h - h_{t-1}) - \beta \tag{25}$$

considerando-se, por enquanto, ΔP^* como uma variável exógena (portanto, estamos desprezando (20) por ora).

A simultaneidade de h e ΔP é semelhante à do modelo LP, havendo um elo negativo em (25) – *demanda agregada* – e um elo positivo em (24) – *oferta agregada.*

Para fins de comparação com o modelo LP, será interessante considerar a hipótese *não racional* $\Delta P^* = \Delta P_{t-1}$. Chamemos de *modelo L1* ao modelo formado por (24) e (25) com $\Delta P^* = \Delta P_{t-1}$.

Mas a racionalidade implica que

$$\Delta P - \Delta P^* = \Delta Y - \Delta Y^* = \Delta Y - \alpha = u \tag{26}$$

Isto é derivado de uma *forma reduzida* de ΔP deduzida de (24) e (25), com a hipótese de que $\Delta P^* = E(\Delta P)$. Portanto, podemos ter o *modelo L2*:

$$h = \gamma (\Delta Y - \Delta Y^*) + \lambda h_{t-1} \tag{27}$$

$$\Delta P = \Delta Y - (h - h_{t-1}) - \beta \tag{28}$$

Todos esses modelos foram estimados para o Brasil, mas com algumas modificações de pequena monta. Por exemplo, a variável de demanda excedente utilizada referiu-se ao setor industrial (h^I), e por conseguinte necessitamos de equações complementares a fim de vincular h^I e h, assim como Δh^I e Δh. Outra modificação foi a inclusão de termos constantes em algumas equações, assim como uma variável de choque de oferta (medida pelo desvio da produção agrícola em relação à tendência, ou seja, h^A). Além disso, algumas outras variáveis defasadas como $(\Delta M - \Delta P)_{t-1}$ foram introduzidas. A fim de tornar mais semelhantes o modelo LP e os modelos L1 e L2, admitimos também ser possível e útil substituir ΔY por ΔM nos modelos L. Aliás, a literatura subseqüente sobre expectativas racionais leva a

[10] Deve-se enfatizar que $P - P^* = \Delta P - \Delta P^*$, pois $\Delta P^* = P^* - P_{t-1}$. Este elo entre as expectativas de inflação e as expectativas de preços é o único que é lógico.

crer que essa substituição é bastante natural, se houver interesse em estudar efeitos de política econômica.[11]

Em decorrência desta última modificação, naturalmente, deveríamos agora considerar α como a parte antecipada do *crescimento monetário* e u como a parte não-antecipada, com $\Delta M = \alpha + u$. Simplifiquemos ainda mais a análise e admitamos que $\alpha = \Delta M_{t-1}$. Poder-se-ia sustentar que essa hipótese não é inteiramente racional num contexto de aceleração (ou desaceleração) monetária acentuada, mas ela parece ser uma aproximação empírica razoável da hipótese de Lucas, onde α corresponde à "taxa média da expansão da demanda".[12]

As novas formulações dos modelos de Lucas seriam, então:

L1

$$h = \gamma (\Delta P - \Delta P_{t-1}) + \lambda h_{t-1} \tag{29}$$

$$\Delta P = \Delta M - (h - h_{t-1}) - \beta \tag{30}$$

L2

$$h = \gamma (\Delta M - \Delta M_{t-1}) + \lambda h_{t-1} \tag{31}$$

$$\Delta P = \Delta M - (h - h_{t-1}) - \beta \tag{32}$$

No modelo L1, as formas reduzidas incluiriam as mesmas variáveis predeterminadas do modelo LP, ou seja, $h_{t-1} \cdot \Delta P_{t-1}$ e ΔM. No modelo L2, por outro lado, as formas reduzidas relacionariam h e ΔP a ΔM, ΔM_{t-1} e h_{t-1}. Por exemplo, eis as formas reduzidas para o produto real sem tendência (ou h) em ambos os modelos:

L1

$$h = \frac{\gamma}{1+\gamma} \Delta M - \frac{\gamma}{1+\gamma} \Delta P_{t-1} + \frac{\gamma + \lambda}{1+\gamma} h_{t-1} - \frac{\gamma}{1+\gamma} \beta \tag{33}$$

L2

$$h = \gamma \Delta M - \gamma \Delta M_{t-1} + \lambda h_{t-1} \tag{34}$$

[11] Veja Barro (1977) e Gordon (1977).

[12] Veja seu trabalho de 1973, p. 330.

No exemplo a seguir, encontra-se uma lista completa dos efeitos multiplicadores a curto e a longo prazos de ΔM sobre ΔP e h:[13]

		Modelo LP	Modelo L1	Modelo L2	
$\Delta P/\Delta M$	CP	$ac/(1+ac)$	$1/(1+\gamma)$	$1-\gamma$ ou 1	(35)
	LP	1	1	1	
$h/\Delta M$	CP	$c/(1+ac)$	$\gamma/(1+\gamma)$	γ ou 0	(36)
	LP	0	0	0	

Todos os modelos apresentam efeitos sobre o produto a curto prazo e apenas efeitos sobre os preços a longo prazo. Deve-se indicar, contudo, que no caso do modelo L2 o efeito positivo do produto a curto prazo é uma conseqüência de movimentos não-antecipados no crescimento monetário, com $\Delta M - \Delta M_{t-1} = u$.

Existe grande semelhança entre o modelo LP e o modelo L1. De fato, os sinais esperados são os mesmos para todas as variáveis predeterminadas em ambas as formas reduzidas. Se analisarmos as *formas finais*[14] de ambos os modelos, encontraremos relações como

$$\Delta P = F_1 (\Delta P_{t-1}, \Delta P_{t-2}, \Delta M, \Delta M_{t-1}) \tag{37}$$

$$h = F_2 (h_{t-1}, h_{t-2}, \Delta M, \Delta M_{t-1}) \tag{38}$$

ou seja, equações de diferenças finitas de segunda ordem. No modelo LP, a equação característica ou equação auxiliar seria $X^2 - [2 + ac(1-b)] / (1+ac) X + 1 = 0$ e no modelo L1 seria $X^2 - (2\gamma + \lambda) / (1+\gamma) X + \gamma = 0$. Pode-se mostrar que essas equações auxiliares em geral contêm raízes complexas e, por conseguinte, os modelos apresentam oscilações ou propriedades cíclicas, dependendo em particular dos valores de a ou de γ, assim como de b ou de λ.[15]

[13] É proveitoso recordar aqui a relação entre h e y. Por definição, $h = \Delta y - \Delta y^* + h_{t-1}$ ou $\Delta y = h - h_{t-1} + \Delta y^*$. Portanto, a *curto prazo*, dados $\Delta y^* = \beta$ e h_{t-1}, os efeitos da política sobre h são iguais aos efeitos da política sobre Δy, taxa efetiva do crescimento econômico real. A análise exposta neste trabalho poderia ter sido feita inteiramente com Δy ao invés de h como *a variável real*, mas preferimos manter-nos fiéis à tradição da curva de Phillips.

[14] O conceito de uma forma final é útil para a análise cíclica. Eliminam-se variáveis endógenas defasadas numa forma reduzida, se elas forem predeterminadas por outras formas reduzidas.

[15] O modelo L2 tem uma forma final que corresponde a uma equação de diferenças finitas de primeira ordem para h e ΔP, e, por conseguinte, não apresenta propriedades cíclicas.

Se $\lambda = 0$ e $b = 1$, o modelo LP e o modelo L1 tornam-se ainda mais parecidos. Nas aplicações empíricas ao Brasil, tornar-se-á evidente que essas simplificações são bastante válidas. Nesse caso, pode-se escrever:

$$\Delta^2 P = a\,h \qquad \text{ou} \qquad h = \gamma \Delta^2 P \tag{39}$$

e

$$h = c\,(\Delta M - \Delta P) \qquad \text{ou} \qquad \Delta P = \Delta M - \frac{1}{c}\,\Delta h \tag{40}$$

As formas reduzidas destes modelos mais simples continuam a conter ΔM, ΔP_{t-1} e h_{t-1}, e as formas finais continuam a levar a uma equação de diferenças de segunda ordem com ΔM e ΔM_{t-1} como as variáveis motoras. Existem agora dois parâmetros básicos: a ou $\gamma = 1/a$, e c. Se admitirmos que c é unitário, torna-se óbvio que o ciclo geral de ΔP e h é direcionado basicamente por a (ou γ), isto é, pela inclinação da curva de Phillips a curto prazo.

Poder-se-ia dizer que modelos como os que apresentamos acima são a contrapartida, na década de 70, do conhecido modelo multiplicador-acelerador de Samuelson. Há 40 anos, Samuelson elaborou a partir do multiplicador e do acelerador uma equação de diferenças finitas de segunda ordem a fim de explicar as flutuações nominais da renda devidas a despesas autônomas.[16] Na década de 70, Laidler, Parkin e Lucas elaboraram modelos que explicam *simultaneamente* os preços e o produto real com equações de diferenças finitas de segunda ordem, que são alimentadas por efeitos monetários (assim como outros efeitos de política econômica).

Depois de reexaminar as expectativas racionais na próxima seção, apresentaremos estimativas das seguintes equações para o Brasil.

1. equação de preços de Laidler-Parkin. Veja (1), (8) e (8a);
2. equação de demanda agregada de Laidler-Parkin. Veja (3), (7) e (7a),
3. equações complementares;
4. formas reduzidas de Laidler-Parkin.[17] Veja (9), (10), (33), (35) e (36);
5. equação de oferta agregada do modelo L1 de Lucas. Veja (11), (18), (24) e (29);
6. equação de oferta agregada do modelo L2 de Lucas. Veja (11), (18), (24), (27) e (31);
7. equação de demanda agregada de Lucas. Veja (12), (25), (28), (30) e (32);
8. formas reduzidas do modelo L2 de Lucas. Veja (34), (35) e (36).

[16] Veja Samuelson (1939).

[17] Aplicam-se também às formas reduzidas de L1.

Ademais, consideraremos no item 5 a *hipótese da rigidez da inflação* e apresentaremos testes da mesma, utilizando as formulações de oferta agregada dos modelos L1 e L2.

3. Expectativas racionais e rigidez da inflação

Pelo menos até o começo da década de 70, a literatura econômica costumava apresentar dezenas de exemplos de hipóteses de expectativas acerca de alguma variável com base na história passada dessa variável. No que se refere à inflação (ou ao nível geral de preços), costumava-se usar os chamados modelos ingênuos, clássicos, adaptativos, regressivos e extrapolativos – todos baseados na inflação passada. Um bom exemplo é precisamente a hipótese adaptativa do modelo LP apresentado na seção anterior:

$$\Delta P^* = b\,\Delta P_{t-1} + (1-b)\,\Delta P^*_{t-1} \tag{41}$$

Esses modelos eram aplicados com referência ao nível geral dos preços ou à taxa de inflação, e podem ser generalizados de uma das seguintes maneiras:

$$\Delta P^* = \alpha_1\,\Delta P_{t-1} + \alpha_2\,\Delta P_{t-2} + \ldots \tag{42}$$

$$P^* = \gamma_1\,P_{t-1} + \gamma_2\,P_{t-2} + \ldots \tag{43}$$

Basicamente, esses modelos implicam que as expectativas quanto à inflação (ou quanto ao nível dos preços) baseiam-se nas taxas de inflação do passado (ou nos níveis dos preços no passado).

Em 1961, Muth[18] ofereceu algumas idéias quanto à formação das expectativas, que se tornariam a base do modelo das *expectativas racionais:*

"As expectativas, por serem previsões informadas sobre eventos futuros, são basicamente o mesmo que as previsões da teoria econômica relevante ... As expectativas das firmas tendem a ser distribuídas, para o mesmo conjunto de informações, em torno das previsões da teoria".[19]

Um modelo que não incorpore tais noções deveria ser considerado *não-racional.* É óbvio que, de acordo com a definição de Muth, os modelos anteriores de expectativas não eram *racionais.* Torna-se implícito que, segundo a hipótese de Muth, a informação é escassa e não há desperdício de informação, e que as expectativas dependem da estrutura completa do modelo relevante capaz de descrever a economia.

[18] Veja Muth (1961).

[19] Id. p. 317-8.

Utilizando micromodelos de oferta e de demanda, Muth formulou sua teoria de expectativa racional. Considerando, por exemplo, os preços esperados numa microestrutura, teríamos:

$$P^*_t = E(P_t) \tag{44}$$

onde $E(P_t)$ é a previsão de forma reduzida do modelo relevante de oferta e demanda derivado da teoria microeconômica.

Dez anos mais tarde, no começo da década de 70, autores como Lucas, Sargent, Barro e McCallum começaram a tentar introduzir expectativas racionais em modelo macroeconômicos.[20] O modelo de Lucas com expectativas racionais já foi apresentado na seção anterior. Atualmente, as proposições de neutralidade e inocuidade, derivadas das expectativas racionais, são razoavelmente conhecidas: medidas sistemáticas de política econômica não produzem efeito real sobre a economia; as variáveis reais são estatisticamente independentes da parcela sistemática da política monetária e fiscal. Os modelos de expectativa racional implicam que apenas o componente não-sistemático da política monetária e fiscal pode produzir efeitos reais sobre a economia.

Essas implicações de ineficácia da política são, naturalmente, muito graves para políticas econômicas a curto prazo que procuram enfatizar o controle estrito ou *fine-tuning* da economia. Com grande rapidez, começaram a surgir, nas publicações especializadas, críticas aos modelos de expectativa racional. Podem ser citados, por exemplo, trabalhos de Modigliani, Gordon, Tobin e Okun.[21]

As críticas mais comuns referem-se à inflexibilidade dos preços para baixo ou – levando a questão para a primeira derivada – à rigidez da inflação para baixo. Os ajustes de preços supostamente são lentos e vagarosos, no mundo real – particularmente os ajustes para baixo – devido à existência de mercados não-competitivos, mercados oligopolistas, *customer markets* e *mercados de contrato*. A flexibilidade dos preços existiria apenas em mercados de leilão – onde não há contratos a longo prazo – tais como mercados financeiros ou de produtos primários.

A fim de levar em consideração a rigidez da inflação à baixa, seria possível pensar num modelo de expectativas no qual, por exemplo, a inflação esperada seria igual ao maior dentre os dois resultados seguintes: a inflação passada ou a inflação prevista pela teoria econômica relevante, ou seja:

$$\Delta P^* = \max \{E(\Delta P), \ \Sigma W_i \Delta P_{t-1}\} \tag{45}$$

[20] Veja Lucas (1972), Lucas (1973), Sargent (1973), Barro (1976), McCallum (1979a) e McCallum (1979b).

[21] Veja Modigliani (1977), Gordon (1977) e Tobin (1972).

O público não consideraria as *expectativas racionais* quando as previsões da teoria econômica levassem a esperar taxas de inflação inferiores às antigas taxas de inflação – pelo menos, não consideraria inteiramente.

Quando a inflação se acelerasse, as expectativas racionais tornar-se-iam relevantes e a rigidez da inflação poderia ser ignorada. Mas, quando a inflação se desacelerasse, poderia haver uma certa rigidez no processo, o que perturbaria a elegância da noção das expectativas racionais. Em outras palavras, as expectativas racionais seriam válidas para uma inflação crescente em aceleração, mas não se aplicariam – ou apenas parcialmente – a uma inflação decrescente, isto é, em desaceleração. A história passada da inflação representaria uma *taxa mínima* que precisa ser levada em conta no processo da formação de expectativas.

Parece que a rigidez da inflação somada às expectativas racionais nos conduzem a um mundo real muito difícil: políticas expansionistas não teriam praticamente nenhum efeito positivo sobre o produto real, mas políticas de contração continuariam a ter efeitos negativos sobre o produto real. Na verdade, os comentários anteriores implicam que a expansão monetária crescente (ou a inflação acelerada) não produz efeitos reais, mas a expansão monetária declinante (ou a inflação desacelerada) produz sérios efeitos reais secundários – desemprego e menor crescimento.

Evidentemente, essa situação é quase trágica para o formulador de política econômica: seria quase inútil tentar expandir a economia mediante medidas de política econômica, mas continuaria a ser muito prejudicial e custoso contrair a economia em termos de efeitos reais sobre o emprego e a produção.

Por exemplo, como vimos no item anterior, quando se ignoram as expectativas racionais, existe uma relação positiva entre $\Delta^2 P$ e h ou entre $\Delta^2 M$ e h implícita pelos modelos convencionais de inflação com hipóteses tradicionais sobre expectativas. Por outro lado, a implicação das expectativas racionais é de que mesmo essas relações positivas entre as segundas derivadas do nível geral de preços ou da oferta de moeda e as variáveis reais talvez não existam se as acelerações da moeda e da inflação forem antecipadas ou previstas. Portanto, mesmo a curto prazo, e mesmo para segunda derivada, teríamos uma curva de Phillips vertical, isto é, não haveria conflito entre derivadas *antecipadas* do nível dos preços (ou da oferta de moeda) e a taxa de desemprego.

Mas, o que aconteceria se levássemos em consideração a tese da expectativa racional para a inflação crescente (segunda derivada positiva do nível geral dos preços ou da oferta de moeda), mas se conservássemos o modelo mais convencional para a inflação declinante (segunda derivada negativa do nível geral dos preços ou da oferta de moeda) devido à rigidez da inflação? Nesse caso, teríamos uma curva de Phillips ou uma relação de oferta agregada que seria vertical para valores positivos de $\Delta^2 P$ ou $\Delta^2 M$ e não-vertical para valores negativos – uma curva de

Phillips aceleracionista quebrada ou *kinked*.[22] Essa hipótese de uma curva de Phillips aceleracionista quebrada – que combina a rigidez da inflação com as expectativas racionais – tem implicações profundas para a política econômica no mundo real, e será testada para o Brasil neste trabalho, no item 5, logo após a apresentação formal das estimativas dos modelos expostos no item anterior.

4. Estimativas dos modelos para o Brasil

Neste item, apresentaremos algumas estimativas das equações do modelo LP e do modelo L para o Brasil. O período de amostra é o de 1950-1978 (29 observações) e o método de estimação foi o de MMQQ.[23] Os dados anuais básicos para nossas regressões estão resumidos na tabela 9, com a inclusão das fontes e da notação.

As principais regressões são expostas nas oito tabelas a seguir, cujos resultados serão analisados nos parágrafos seguintes.

Iniciaremos pelo modelo de Laidler-Parkin, que corresponde a uma equação de preços, uma equação de demanda agregada, algumas equações complementares, e as formas reduzidas. Passaremos depois para o modelo de Lucas: oferta agregada, demanda agregada e formas reduzidas.

4.1 *Equação de preços do modelo LP*

A equação de preços básica do modelo LP, como se viu no item 2, pode ser escrita da seguinte maneira:

$$\Delta^2 P = ah - a(1-b)\,h_{t-1}$$

[22] Num resultado menos extremo, a implicação seria a de que para valores positivos de $\Delta^2 P$ e $\Delta^2 M$ a oferta agregada seria *mais vertical* e para valores negativos seria *mais horizontal*. Os efeitos reais seriam significativos para valores negativos de $\Delta^2 P$ e $\Delta^2 M$, mas praticamente desprezíveis para valores positivos. Deve-se mencionar que esta implicação é derivada, simplesmente, de uma combinação de expectativas racionais e rigidez da inflação à baixa. Mas Simonsen (1979) demonstrou recentemente que *mecanismos de indexação* legais baseados na inflação passada poderiam também explicar esse tipo de assimetria. Ele argumenta que a indexação contribui para tornar a inflação de preços e salários ainda mais rígida no sentido descendente. Portanto, poder-se-ia dizer que em países onde existem contratos indexados – geralmente baseados na inflação passada – o problema da rigidez da inflação torna-se ainda mais drástico. Tobin (1972) também trata da existência de uma taxa mínima de variação de salários, que poderia representar uma barreira à ausência total de dilemas a longo prazo numa economia onde os salários relativos são uma preocupação relevante.

[23] Estamos cientes do problema de simultaneidade de nossos modelos, que poderia levar a tendenciosidades na estimativa de mínimos quadrados. Contudo, depois de algumas experiências com estimativas de mínimos quadrados de dois e mesmo de três estágios (2 SLS ou 3 SLS) não observamos diferenças significativas em termos de valores estimados, e, por conseguinte, por razões de simplicidade, preferimos apresentar resultados de mínimos quadrados.

Tabela 1

Equação de preços de Laidler-Parkin
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\Delta^2 P$		Variável dependente: ΔP	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,8663 (0,68)	0,8431 (1,66)	3,4522 (1,23)	2,3941 (0,70)
h^I	0,6220 (3,80)	0,7206 (3,84)	0,5618 (3,24)	0,6507 (2,74)
h^A		−0,3599 (−1,07)		−0,2359 (−0,56)
ΔP_{t-1}			0,8961 (8,94)	0,9380 (7,41)
Estatísticas				
R^2	0,3479	0,3755	0,7547	0,7577
D.W.	2,3730	2,2984	2,2488	2,2341
S.E.R.	6,8819	6,8629	6,8723	6,9654

Tabela 2

Equação de demanda agregada de Laidler-Parkin
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: Δh		Variável dependente: h	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	−1,5256 (−2,38)	−1,5083 (−2,47)	−1,5162 (−2,31)	−1,4850 (−2,38)
$\Delta M - \Delta P$	0,2122 (3,23)	0,1816 (2,81)	0,2088 (2,99)	0,1726 (2,50)
$(\Delta M - \Delta P)_{t-1}$	0,1170 (1,78)	0,1439 (2,23)	0,1171 (1,74)	0,1449 (2,21)
h_{t-1}			0,9883 (14,13)	0,9716 (14,47)
Δh^A		0,1699 (1,89)		0,1750 (1,90)
Estatísticas				
R^2	0,3734	0,4521	0,8907	0,9051
D.W.	1,7138	1,9426	1,6916	1,9048
S.E.R.	2,5445	2,4266	2,5935	2,4675

Tabela 3

Equações complementares
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: Δh^I (1)	Variável dependente: Δh^A (2)
Constante	−0,0581	0,0118
	(−0,13)	(0,02)
Δh	1,1751	
	(7,29)	
Δh^A	−0,3864	
	(−4,16)	
h^A_{t-1}		−0,5281
		(−2,26)
Δh^A_{t-1}		−0,2762
		(−1,40)
Estatísticas		
R^2	0,6856	0,4117
D.W.	2,1074	2,0660
S.E.R.	2,4969	4,2744

Tabela 4

Formas reduzidas de Laidler-Parkin*
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: ΔP (1)	Variável dependente: h (2)	Variável dependente: h^I (3)	Variável dependente: Δh (4)
Constante	0,3476	0,4300	3,0727	0,4300
	(0,10)	(0,30)	(1,94)	(0,30)
ΔM	0,4887	0,1249	0,2286	0,1249
	(2,53)	(1,76)	(2,70)	(1,76)
ΔP_{t-1}	0,4200	−0,1682	−0,4023	−0,1682
	(2,44)	(−2,53)	(−5,34)	(−2,53)
h_{t-1}		0,9523		−0,0477
		(11,54)		(−0,58)
h^I_{t-1}	0,3519		0,6990	
	(1,85)		(8,39)	
h^A_{t-1}	0,2400	−0,2453	0,3950	−0,2453
	(0,68)	(−1,70)	(2,55)	(−1,70)
Estatísticas				
R^2	0,8053	0,9054	0,8940	0,4582
D.W.	2,3058	1,9447	1,7960	1,9447
S.E.R.	6,3723	2,4627	2,7912	2,4627

* Estas estimativas também são válidas para as formas reduzidas do modelo L_1 de Lucas.

Tabela 5

Equação de oferta agregada do modelo L1 de Lucas
(dados anuais – 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: h^I		
	(1)	(2)	(3)
Constante	−0,1133 (−0,15)	−0,4587 (−0,38)	−0,3683 (−0,34)
$\Delta^2 P$	0,2095 (2,02)	0,5593 (3,80)	0,5026 (3,84)
h^I_{t-1}	0,7466 (6,79)		
h^A			0,7410 (3,00)
Estatísticas			
R^2	0,7648	0,3479	0,5157
D. W.	1,4875	0,8773	1,3139
S.E.R.	3,9937	6,5263	5,7314

Tabela 6

Equação de oferta agregada do modelo L2 de Lucas
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: h^I	
	(1)	(2)
Constante	−0,2281 (−0,18)	−0,5891 (−0,44)
$\Delta^2 M$	0,4162 (2,64)	0,3739 (2,28)
$\Delta^2 M_{t-1}$		0,3345 (2,12)
h^A_{t-1}	0,7912 (2,75)	
Estatísticas		
R^2	0,3343	0,2678
D. W.	0,6117	0,6792
S.E.R.	6,7193	7,0470

Tabela 7

Equação de demanda agregada de Lucas
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: ΔP	
	(1)	(2)
Constante	−0,8725 (−0,25)	−0,4187 (−0,11)
ΔM	0,8735 (8,25)	0,8554 (7,02)
Δh	−1,4171 (−3,60)	
Δh^I		−0,8484 (−2,54)
Δh^A		−0,4140 (−1,69)
Estatísticas		
R^2	0,7961	0,7687
D. W.	2,1564	1,8653
S.E.R.	6,2649	6,8054

Tabela 8

Formas reduzidas do modelo L2 de Lucas*
(dados anuais, 1950-78)

Variáveis explicativas	Variável dependente: ΔP		
	(1)	(2)	(3)
Constante	−4,4808 (−1,22)	−2,4564 (−0,63)	−3,3473 (−0,83)
ΔM	1,0067 (8,80)	0,9302 (7,61)	0,9568 (7,52)
$\Delta^2 M$	−0,3383 (−2,10)	−0,3126 (−1,80)	−0,3069 (−1,50)
h_{t-1}	0,4797 (2,72)		
h^I_{t-1}		0,5032 (2,90)	0,3301 (1,56)
h^A_{t-1}			0,3233 (0,84)
Δh_{t-1}	−1,0181 (−2,46)		
Δh^I_{t-1}		−0,4938 (−1,50)	
Estatísticas			
R^2	0,8044	0,7928	0,7799
D.W.	1,7271	1,8267	1,6786
S.E.R.	6,3873	6,5727	6,7749

* Quanto às formas reduzidas para o modelo L1, veja tabela 4 (formas reduzidas para o modelo LP).

Tabela 9

Brasil, Dados anuais, 1950-1978

Anos	P	ΔP	M	ΔM	Y	Y^I	Y^A	h	h^I	h^A
1950	1,1	10,5	61,4	19,9	28,7	22,4	48,2	3,52	4,16	−0,88
1951	1,3	15,3	77,0	22,6	30,4	23,8	48,5	2,43	2,22	−4,21
1952	1,4	11,2	88,3	13,7	33,0	25,0	52,9	3,93	−1,05	0,48
1953	1,6	13,8	104,2	16,6	33,9	27,2	53,0	−0,41	−0,84	−3,36
1954	2,1	23,9	128,4	20,9	37,3	29,5	57,2	2,38	−0,66	0,20
1955	2,4	15,2	152,9	17,5	39,9	32,7	61,6	2,19	1,31	3,61
1956	2,9	18,2	183,8	18,4	41,1	34,9	60,1	−1,52	−0,14	−2,82
1957	3,3	13,3	225,5	20,4	44,4	36,9	65,7	−0,61	−2,72	2,06
1958	3,7	12,2	301,6	29,1	47,9	42,9	67,1	−0,02	4,15	0,04
1959	5,1	32,1	385,4	24,5	50,5	48,0	70,6	−1,43	7,24	1,20
1960	6,6	25,6	540,3	33,8	55,4	52,6	74,1	1,00	8,29	1,97
1961	9,1	31,5	781,6	36,9	61,1	58,2	79,7	3,97	10,30	5,23
1962	13,8	41,6	1.213,5	44,0	64,4	62,8	84,0	2,25	9,67	6,55
1963	24,2	56,2	1.926,8	46,2	65,5	62,9	84,9	−2,77	1,73	3,54
1964	46,1	64,4	3.560,6	61,4	67,3	66,1	86,0	−7,00	−1,37	0,85
1965	72,3	45,0	6.533,3	60,7	69,1	63,0	97,9	−11,10	−14,30	9,75
1966	99,8	32,3	8.842,7	30,3	71,7	69,2	83,6	−14,30	−13,10	−10,10
1967	128,0	24,9	12.098,8	31,4	75,2	71,3	91,3	−16,40	−18,20	−5,27
1968	159,0	21,7	17.086,0	34,5	83,6	80,8	95,4	−12,60	−13,80	−4,90
1969	192,0	18,9	22.598,0	28,0	91,9	90,6	99,0	−9,98	−10,50	−5,21
1970	230,0	18,1	29.054,2	25,1	100,0	100,0	100,0	−8,36	−8,75	−8,23
1971	277,0	18,6	37.904,6	26,6	113,3	114,3	111,4	−2,71	−3,51	−1,45
1972	324,0	15,7	49.653,2	27,0	126,6	129,6	116,0	1,55	0,93	−1,42
1973	373,0	14,1	72.953,6	38,5	144,2	150,1	120,1	7,73	7,49	−1,97
1974	480,0	25,2	100.926,8	32,5	158,3	164,9	130,3	10,20	8,77	2,16
1975	613,0	24,5	134.245,3	28,5	167,3	175,2	134,7	8,92	6,70	1,46
1976	866,0	34,6	188.872,3	34,1	182,3	193,9	140,3	10,70	8,71	1,52
1977	1.236,0	35,6	260.169,5	32,0	190,8	201,4	153,8	8,39	4,38	6,68
1978	1.714,0	32,7	365.247,3	33,9	202,2	217,7	151,2	7,36	4,04	0,96

Fonte: Banco Central. *Boletim*; Fundação Getulio Vargas. *Conjuntura Econômica*.

Notação: P = Índice Geral de Preços (1965-1967 = 100) (média anual).

ΔP = Taxa de inflação, calculada como $100.\log(P/P_{t-1})$.

M = Oferta de moeda (Cr\$ milhões) (média anual).

ΔM = Taxa de crescimento da oferta de moeda, calculada como $100.\log(M/M_{t-1})$.

y = Índice do Produto Real (1970 = 100) – PIB Real.

y^I = Índice do Produto Industrial (1970 = 100).

y^A = Índice do Produto Agrícola (1970 = 100).

h = $100.\log(y/y^*)$, onde $\log y^*$ é derivado de uma regressão de tendência (inclinação: 0,0684).

h^I = $100.\log(y^I/y^{I*})$, onde $\log y^{I*}$ é derivado de uma regressão de tendência (inclinação: 0,0813).

h^A = $100.\log(y^A/y^{A*})$, onde $\log y^{A*}$ é derivado de uma regressão de tendência (inclinação; 0,0402).

Notas: 1. $\Delta^2 P = \Delta P - \Delta P_{t-1}$

$\Delta h = h - h_{t-1}$

$\Delta h^I = h^I - h^I_{t-1}$

$\Delta h^A = h^A - h^A_{t-1}$

$\Delta^2 M = \Delta M - \Delta M_{t-1}$

$\Delta y = 100.\log(y/y_{t-1})$

$\Delta y^I = 100.\log(y^I/y^I_{t-1})$

$\Delta y^A = 100.\log(y^A/Y^A_{t-1})$

$\Delta y = \Delta h + 6{,}84$

$\Delta y^I = \Delta h^I + 8{,}13$

$\Delta y^A = \Delta h^A + 4{,}02$

$\Delta y^* = 100.\log(y^*/y^*_{t-1}) = 6{,}84$

$\Delta y^{I*} = 100.\log(y^{I*}/y^{I*}_{t-1}) = 8{,}13$

$\Delta y^{A*} = 100.\log(y^{A*}/y^{A*}_{t-1}) = 4{,}02$

2. Observe-se que nesta tabela 9 os símbolos P e M são usados para indicar o nível dos preços e a oferta de moeda, *não* os *logs* do nível dos preços e da oferta de moeda, como no restante do texto. O mesmo se aplica a y, y^I, y^A e ainda y^*, y^{I*} e y^{A*}. Observe-se também que estamos trabalhando com taxas logarítmicas de variação para ΔP, ΔM e Δy, ao invés de taxas percentuais de variação (veja, porém, a nota de rodapé 1). As variações logarítmicas oferecem pelo menos duas vantagens: a) simetria entre variações negativas e positivas; b) a conexão entre h e Δy, ou Δh e Δy, é precisa, e não uma mera aproximação.

No processo de estimação, consideramos esta formulação, mas os resultados preliminares levaram-nos a introduzir as seguintes modificações: a) supor $b = 1$, o que corresponde a uma simples hipótese de expectativas na qual $\Delta P^* = \Delta P_{t-1}$; b) substituir h – que representa o produto total – por h^I, que se refere ao produto industrial; c) levar em consideração uma variável de choque de oferta – calculada pelo produto agrícola sem tendência – como um possível efeito inflacionário além da demanda e das expectativas de preços; d) incluir um termo constante na equação. A suposição de $b = 1$, bem como o uso de h^I, foram simples conseqüências dos resultados empíricos, na medida em que as regressões com h^I apenas foram muito melhores do que regressões com h^I e h^I_{t-1}, por um lado, e muito melhores do que regressões com o h total, por outro. A inclusão de uma variável de choque de oferta, assim como de um termo constante, foi considerada necessária a fim de captar possíveis efeitos autônomos sobre a inflação.

As duas primeiras regressões da tabela 1 são bastante satisfatórias, e revelam um forte efeito do tipo curva de Phillips no Brasil, assim como um sinal correto mas não significativo para o choque de oferta. As duas últimas regressões permitem que o coeficiente de ΔP_{t-1} seja diferente de um, mas os resultados continuam a confirmar a curva de Phillips do tipo aceleracionista para o Brasil, com boa estatística R^2 e estatística $D.W.$ satisfatória.

4.2 *Equação de demanda agregada do modelo LP*

A relação básica do item 2 é

$$\Delta h = c\,(\Delta M - \Delta P)$$

que também pode ser escrita da seguinte forma

$$\Delta y = \beta + c\,(\Delta M - \Delta P)$$

ou seja, os desvios entre o crescimento real e o potencial são explicados pela taxa de variação dos saldos monetários reais – uma formulação monetarista da demanda agregada.

Empiricamente, decidimos acrescentar um efeito defasado adicional de $(\Delta M - \Delta P)$ sobre Δh e consideramos um termo constante. Além disso, também consideramos a possibilidade de que o lado da demanda afetaria Δh^I mais intensamente e, por conseguinte, a segunda e a quarta regressões da tabela 2 incluem Δh^A como uma variável adicional, pois $\Delta h = F(\Delta h^I, \Delta h^A)$.[24] Além disso, em duas

[24] Esta relação é óbvia se recordarmos que, exceto para termos constantes, é equivalente a $\Delta y = F(\Delta y^I, \Delta y^A)$, ou seja, a taxa de crescimento do produto real total é uma função do crescimento industrial e do crescimento agrícola.

regressões atenuamos as restrições relativas ao coeficiente unitário para h_{t-1} pela mudança da variável dependente e pela transferência de h_{t-1} para o lado direito.

Os resultados mais uma vez mostraram-se bastante favoráveis. Por exemplo, os efeitos positivos do crescimento real da moeda em t e $t-1$ são estatisticamente significantes, com uma soma total superior a 0,3. Esta estimativa não deve ser considerada simplesmente o inverso de uma elasticidade – renda da demanda de moeda em torno de 3, pois é possível sustentar que o modelo LP de demanda agregada é mais do que uma simples formulação da teoria quantitativa.[25] O efeito do crescimento agrícola ($\Delta h^A = \Delta y^A - \Delta y^{*A}$) também possui significância, e contribui para melhorar as estatísticas R^2 e $D.W.$ – o que poderia ser uma indicação de que o efeito do crescimento real da moeda é mais concentrado no setor industrial. Além disso, h_{t-1} aparece com um coeficiente que não é significativamente diferente de 1 nas duas últimas regressões, conforme esperado.

Finalmente, os termos constantes são significativos, com uma interpretação interessante: quando o crescimento real da moeda é nulo, como $\Delta h = \Delta y - \beta$, a diferença entre a taxa efetiva do crescimento real e a taxa potencial é $-1{,}5$. Como $\beta \cong 7{,}0$, o crescimento real da moeda igual a zero implicaria um crescimento real efetivo do produto de cerca de 5,5%. Obviamente, o *financiamento* desse crescimento real do produto teria de ser feito através de uma crescente velocidade da moeda.

4.3 *Equações complementares*

O emprego de h, h^I e h^A em nossas estimativas obriga-nos a estabelecer algumas relações entre os mesmos, a fim de tentar compreender mais especificamente os movimentos de choque de h^A (ou Δh^A).

Numa nota de rodapé anterior, foi indicado que $\Delta h = F(\Delta h^I, \Delta h^A)$ pois $\Delta y = F(\Delta y^I, \Delta y^A)$. Com efeito, supondo-se que o setor de serviços também depende da indústria e da agricultura, pode-se dizer praticamente que Δy é uma média ponderada de Δy^I e Δy^A. Como a equação de preços LP considera h^I e a equação da demanda agregada LP considera h (ou Δh) – o que também ocorre nos modelos L1 e L2 – precisamos de uma equação simples, a fim de vincular h^I e h, ou Δh^I e Δh. Esta equação é a primeira regressão da tabela 3. Se fosse escrita novamente com Δh no lado esquerdo, a regressão simplesmente implicaria que

$$\Delta h = 0{,}85\, h_I + 0{,}33\, \Delta h_A$$

[25] Por exemplo, pode-se dizer que o modelo subjacente à demanda agregada é o modelo IS-LM, em que se usa ΔM como aproximação para efeitos tanto monetários como fiscais. Confronte-se também o exemplo numérico no final do item 4 (*Pequeno resumo*).

A outra equação complementar da tabela 3 serve apenas para confirmar os movimentos em teia de aranha do produto agrícola. O crescimento da agricultura vai além da média ($\Delta h^A > 0$) sempre que começamos com uma colheita má no ano anterior (h^A_{t-1} negativo).

As estatísticas R^2 e *D.W.* para essas duas equações são satisfatórias.

4.4 *Formas reduzidas do modelo LP*

Voltamo-nos agora para as formas reduzidas do modelo LP. Recordemos que, conforme indicado no item 2, essas formas reduzidas também são válidas para o modelo L1. Basicamente, as variáveis teóricas a serem consideradas são ΔM, ΔP_{t-1} e h_{t-1}. Contudo, devido às modificações introduzidas nos modelos, também consideramos termos constantes e os valores defasados de h^I_{t-1} e h^A_{t-1}.

A tabela 4 apresenta algumas formas reduzidas selecionadas, que devem ser consideradas válidas tanto para o modelo LP como para o modelo L1.

Primeiramente, é preciso enfatizar que todos os coeficientes estimados têm os sinais esperados, e o nível de significância parece ser bastante satisfatório. As formas reduzidas explicam 81% da variabilidade da inflação, 89-91% da variabilidade do produto (já com tendência), assim como 46% da variabilidade da taxa real do crescimento real (observe-se que $\Delta h = \Delta y + \beta$).[26] Não há problema de autocorrelação relevante.

Os efeitos a curto prazo ou os multiplicadores de curto prazo de ΔM são 0,49 para os preços, 0,13 para o produto real e 0,23 para o produto industrial. Pode-se mostrar que os multiplicadores a longo prazo estão perto de um para os preços, e perto de zero para o produto real e o industrial.[27] Esses números refletem em larga medida as implicações de (35) e (36) no item 2, embora não levem exatamente a multiplicadores iguais a zero ou a um a longo prazo. Essa imprecisão deve ser atribuída à ausência de imposição de restrições nas formas reduzidas estimadas como, por exemplo, a inclusão de ($\Delta M - \Delta P_{t-1}$) como uma só variável nas últimas três formas reduzidas. Com tais restrições, os multiplicadores de ΔM para as variáveis reais são nulos – apenas a segunda derivada ou $\Delta^2 M$ apresenta efeitos reais.

4.5 *Oferta agregada do modelo L1*

A formulação básica de Lucas é:

[26] Observe-se que a segunda e a quarta formas reduzidas são basicamente iguais, com exceção de uma mudança na variável dependente que afeta R^2 e o coeficiente de h_{t-1}, mas não afeta outros coeficientes e outras estatísticas.

[27] Esses multiplicadores de longo prazo são obtidos com $\Delta P = \Delta P_{t-1}$, $h = h_{t-1}$ e $h^I = h^I_{t-1}$.

$$h = \gamma(\Delta P - \Delta P_{t-1}) + \lambda h_{t-1} = \gamma \Delta^2 P + \gamma h_{t-1}$$

Com h^I ao invés de h, a tabela 5 apresenta essa relação de oferta agregada. O coeficiente a curto prazo da curva de Phillips entre h e $\Delta^2 P$ é 0,21, mas o coeficiente a longo prazo é 0,21/(1 – 0,75) = 0,84.

A presença de um h^I defasado no lado direito é o principal aspecto que diferencia esse modelo da equação de preços LP. Se admitirmos que $\lambda = 0$, temos a relação:

$$h^I = -0{,}4587 + 0{,}5593\, \Delta^2 P$$

que é equivalente à equação de preços LP:

$$\Delta^2 P = 0{,}8663 + 0{,}6220\, h^I$$

A questão da simultaneidade é óbvia neste caso, e não encontramos uma razão forte que nos induza a enfatizar uma ou outra variável no lado esquerdo da equação. A questão é que temos uma equação (oferta agregada ou curva de Phillips) e duas variáveis macroeconômicas básicas – aceleração da inflação e produto industrial sem tendência. Precisamos da demanda agregada para completar o modelo.

Finalmente, a introdução de uma variável de choque de oferta tem significância particular nesse modelo L1 de oferta agregada. De fato, considerando os problemas econométricos de uma variável dependente defasada e o baixo *D. W.* da relação simples entre h^I e $\Delta^2 P$, a terceira regressão da tabela 5 parece ser a mais apropriada, caracterizando: 1) o efeito positivo dos preços sobre a oferta agregada; 2) os choques de oferta agrícola, que afetam positivamente os movimentos industriais, como seria de esperar.

4.6 *Oferta agregada do modelo L2*

Consideremos a equação básica, que combina a oferta agregada e expectativas racionais:

$$h = \gamma(\Delta M - \Delta M_{t-1}) + \lambda h_{t-1} = \gamma \Delta^2 M + \lambda h_{t-1}$$

Empiricamente, a oferta agregada do modelo L2 teve de ser levemente alterada depois de algumas experiências com dados brasileiros. Um termo constante foi acrescentado. Um outro termo defasado para $\Delta^2 M$ foi introduzido. A variável

h foi substituída por h^I. Uma variável de choque de oferta também foi incluída.[28] A variável dependente defasada foi eliminada.

Apesar das estatísticas R^2 e $D.W.$ mais baixas, em comparação com a formulação L1, o aspecto importante a ser enfatizado é o nível adequado de significância para os coeficientes de aceleração monetária. A estimativa tende a confirmar a relação positiva entre $\Delta^2 M$ (e $\Delta^2 M_{t-1}$) e h^I, com coeficientes que somam 0,7 e estatísticas t superiores a 2. É verdade que os R^2 e $D.W.$ são baixos, mas a inclusão de uma variável dependente defasada mostrou-se impraticável, apesar das melhorias óbvias mas irrelevantes nas estatísticas. Com efeito, com a variável dependente defasada as outras variáveis explicativas perdem qualquer significância.

De qualquer modo, as duas regressões da tabela 6 constituem exemplos razoavelmente bons das implicações do modelo L2, no que se refere à oferta agregada. Voltaremos a elas, quando abordarmos a hipótese da rigidez da inflação no item 5.

4.7 *Demanda agregada de Lucas*

Quando levamos em consideração ΔM ao invés de Δy para uma proveitosa análise da demanda agregada – como fizemos no item 2 – obtemos esta simples formulação da demanda agregada para o modelo de Lucas:

$$\Delta P = \Delta M - \Delta h - \beta$$

ou

$$\Delta P = \Delta M - \Delta y$$

Comparando-se com o modelo LP, a principal diferença é o coeficiente unitário implícito para Δy ou Δh, além da troca de ΔP da direita para a esquerda, e vice-versa para Δy.[29]

Para fins de estimativas atenuamos ambos os coeficientes unitários para ΔM e Δh (ou Δy). Os resultados – bastante satisfatórios – encontram-se na tabela 7. O mais simples é:

$$\Delta P = -0{,}8725 + 0{,}8735\,\Delta M - 1{,}4171\,\Delta h$$

[28] Como a equação da oferta agregada do modelo L2 já corresponde a uma forma reduzida de h (ou h^I), com apenas variáveis predeterminadas no lado direito, decidimos considerar h^A_{t-1} ao invés de h^A como a variável de choque da oferta. Naturalmente, de acordo com as equações complementares da tabela 3, h^A_{t-1} é o principal determinante dos movimentos de h^A.

[29] Outra diferença de pequena monta é a presença de β na equação do modelo L, mas ele também poderia ter sido introduzido no modelo LP desde o começo. Veja, também, Laidler (1975).

com estatísticas t muito significativas para ΔM e Δh, assim como números razoavelmente satisfatórios em termos de R^2 e $D.W.$

Como no caso do modelo LP, somos tentados a pensar em termos de uma demanda invertida de moeda na tradição da teoria quantitativa, com uma elasticidade-renda da moeda maior do que 1. Não é incorreto interpretar nossa formulação de demanda agregada de Lucas dessa maneira, mas é preciso enfatizar que o modelo subjacente poderia avançar além da teoria quantitativa.[30]

Finalmente, a outra regressão da tabela 7 inclui separadamente Δh^I e Δh^A, ao invés de Δh. Pode-se observar que ambos os sinais estão certos, e que o coeficiente e a estatística t do crescimento industrial são maiores do que os relativos ao crescimento agrícola. Além disso, os coeficientes R^2 e $D.W.$, para a demanda agregada com Δh^I e Δh^A são ligeiramente piores do que os coeficientes obtidos com Δh somente.

4.8 *Formas reduzidas do modelo L2*[31]

Abordamos por fim a forma reduzida para ΔP do modelo L2. Precisamos recordar que, no que diz respeito à variável h^I (ou Δh^I), a formulação L2 de oferta agregada já é uma forma reduzida.

Formalmente, a análise do item 2 indicou que ΔM, ΔM_{t-1} e h_{t-1} deveriam estar na forma reduzida de ΔP, isto é:

$$\Delta P = \Delta M - \gamma (\Delta M - \Delta M_{t-1}) + (1 - \lambda) h_{t-1} - \beta$$

Um resultado interessante relaciona-se com o efeito negativo a curto prazo de $\Delta^2 M$ sobre ΔP, bem como o efeito unitário positivo de ΔM.

Empiricamente, atenuamos a restrição unitária de ΔM e introduzimos variáveis adicionais explicativas nas formas reduzidas – basicamente valores defasados de h_I e h_A assim como valores defasados de Δh e de Δh_I. Essas variáveis adicionais relacionam-se às modificações introduzidas na estimativa empírica.

Existem quatro formas reduzidas alternativas na tabela 8. Os resultados da forma reduzida de ΔP são bastante favoráveis no modelo L2. Os sinais em geral estão certos, e em particular o coeficiente de ΔM está muito próximo a 1. Os níveis de significância são satisfatórios. Os valores de R^2 variam entre 0,78 e 0,80 para a inflação, com estatísticas $D.W.$ entre 1,68 e 1,83.

De fato, parece difícil escolher entre a forma reduzida de ΔP na tabela 4 – com um R^2 de 0,81 e a presença de uma variável dependente defasada – e estas três formas reduzidas da tabela 8 – com R^2 entre 0,78 e 0,80.

[30] Veja nota 25.

[31] Recordemos que as formas reduzidas do modelo L1 não são diferentes das formas reduzidas do modelo LP, e, por conseguinte, já foram analisadas.

De qualquer maneira, todos esses resultados favoráveis das formas reduzidas confirmam que tanto o modelo LP como o modelo L têm um desempenho bastante bom para os últimos 30 anos, no que se refere ao Brasil.

4.9 *Pequeno resumo*

Para resumir nossas estimativas, empregaríamos o modelo simples constituído por (39) e (40).

Tomando o modelo L1 como exemplo, teríamos como aproximação do caso brasileiro:

$$h^I = 0{,}6\ \Delta^2 P$$

$$\Delta P = \Delta M - 1{,}4\ \Delta h$$

Nas figuras 1 e 2, essas relações são expostas. Pode-se ver nas figuras que elas refletem muito bem os movimentos simultâneos de ΔP e h.

Vamos admitir, para simplificar, que $\Delta h = \Delta h^I$ ou $h = h^I$.

As formas reduzidas implícitas são, então:

$$h^I = 0{,}326\ \Delta M + 0{,}456\ h_{t-1} - 0{,}326\ P_{t-1}$$

$$\Delta P = 0{,}543\ \Delta M + 0{,}761\ h_{t-1} + 0{,}456\ \Delta P_{t-1}$$

As formas *finais* implícitas são:

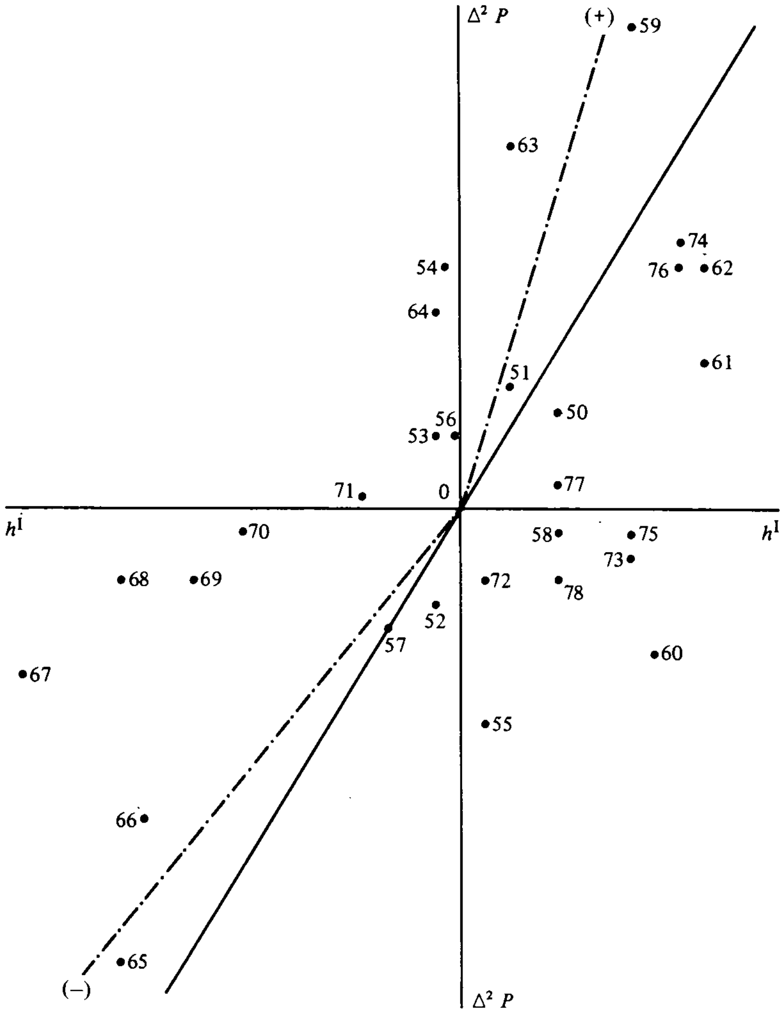
$$h^I = 0{,}912\ h^I_{t-1} - 0{,}456\ h^I_{t-2} + 0{,}326\ \Delta M - 0{,}326\ \Delta M_{t-1}$$

$$\Delta P = 0{,}912\ \Delta P_{t-1} - 0{,}456\ \Delta P_{t-2} + 0{,}543\ \Delta M$$

A tabela 10 apresenta um exercício que descreve os movimentos destas variáveis (assim como de $\Delta y^I = h^I_{t-1} + \Delta y^{I\,*}$) a partir de um *equilíbrio inflacionário,* admitindo-se uma política gradualista de desaceleração monetária no Brasil.

Essa ilustração revela os sérios dilemas e ciclos das modernas economias, provocados por uma política de desaceleração do crescimento monetário. Inicialmente, temos *recessão* (uma recessão do crescimento) e depois um período de expansão real (afora movimentos cíclicos da taxa de inflação), ou seja, todas as combinações possíveis de inflação e crescimento, com oscilações que tendem a convergir para 10, 10, 0, 8 e 8, respectivamente. Ademais, observe-se a ausência de correlações simples a curto prazo entre ΔM e ΔP ou ΔM e h no exemplo, a despeito de uma formulação do tipo monetarista de demanda agregada.

Figura 1



No item 5, veremos que os problemas causados por uma combinação perversa de expectativas racionais e rigidez da inflação podem perturbar a relação da curva de Phillips entre h^I e $\Delta^2 P$ de tal maneira que esses dilemas e ciclos das economias modernas podem ser ainda mais trágicos, e mais difíceis de serem sanados pela política econômica.

Figura 2

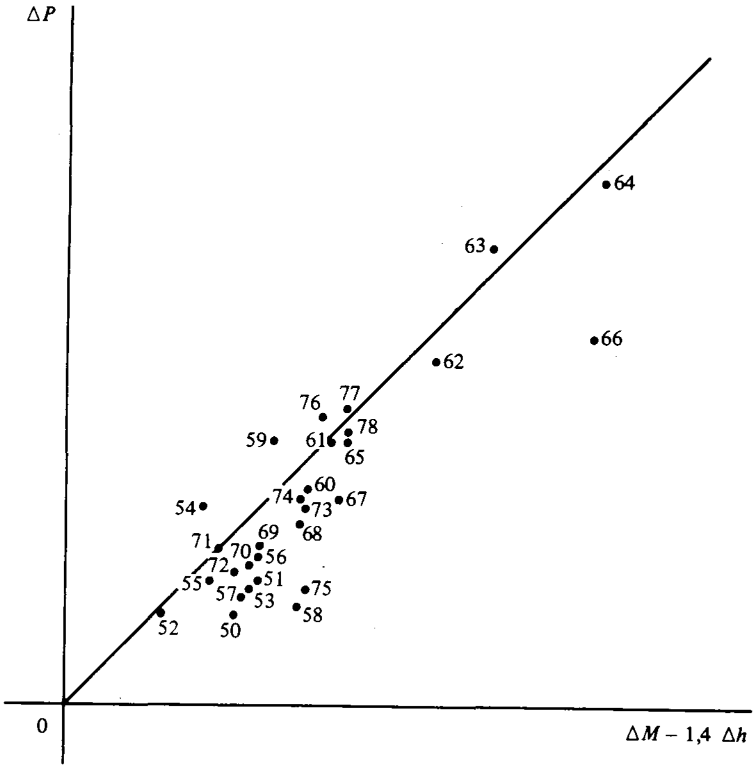


Tabela 10

	Crescimento monetário ΔM	Taxa de inflação ΔP	Produção industrial (sem tendência) h^I	Crescimento industrial (efetivo) Δy^I	Crescimento industrial potencial Δy^{I*}
Ano −1	50,0	50,0	0,0	8,0	8,0
Ano 0	50,0	50,0	0,0	8,0	8,0
Ano 1	35,0	42,0	−5,0	3,0	8,0
Ano 2	20,0	26,0	−9,5	3,5	8,0
Ano 3	10,0	10,0	−9,5	8,0	8,0
Ano 4	10,0	3,0	−4,5	13,0	8,0
Ano 5	10,0	5,0	0,0	12,5	8,0

5. Um teste da hipótese da rigidez da inflação

No item anterior, estimamos algumas equações da curva de Phillips do tipo aceleracionista sob diferentes nomes. No modelo LP, uma equação básica era

$$\Delta^2 P = 0{,}8663 + 0{,}6220\, h^I$$

ou incluindo a variável de choque de oferta,

$$\Delta^2 P = 0{,}8431 + 0{,}7206\, h^I - 0{,}3599\, h^A$$

No modelo L1, tivemos uma versão invertida da curva de Phillips LP, ou

$$h^I = -0{,}4587 + 0{,}5593\, \Delta^2 P$$

ou, incluindo a variável de choque de oferta,

$$h^I = -0{,}3683 + 0{,}5026\, \Delta^2 P + 0{,}7410\, h^A$$

ou, incluindo a variável dependente defasada,

$$h^I = 0{,}1133 + 0{,}2095\, \Delta^2 P + 0{,}7466\, h^I_{t-1}$$

Ademais, no modelo L2, uma equação do tipo curva de Phillips orientada para a política econômica derivada das expectativas racionais e da teoria de oferta agregada, era

$$h^I = 0{,}5891 + 0{,}3739\, \Delta^2 M + 0{,}3345\, \Delta^2 M_{t-1}$$

ou, com o choque de oferta,

$$h^I = -\,0{,}2281 + 0{,}4162\, \Delta^2 M + 0{,}9712\, h^A_{t-1}$$

Todos esses resultados, naturalmente, implicam o dilema aceleracionista básico a curto prazo da curva de Phillips entre a aceleração da inflação ou a aceleração monetária e o produto real, bem como a implicação da inexistência de dilema a longo prazo, pois num estado estacionário as segundas derivadas de P ou M serão iguais a zero, por definição.

Seria interessante, todavia, aprofundar mais essas relações a fim de testar a hipótese introduzida no item 3, relacionada com uma combinação de expectativas racionais e rigidez da inflação. Em particular, as equações derivadas do modelo de

Lucas – tanto na forma L1 como na L2 – são bastante apropriadas para esse teste.

Na verdade, estamos interessados em testar a hipótese de que os efeitos secundários reais da desaceleração da inflação ou da desaceleração do crescimento monetário ($\Delta^2 P < 0$ ou $\Delta^2 M < 0$) são muito maiores do que os efeitos reais da aceleração da inflação ou da aceleração da oferta de moeda ($\Delta^2 P > 0$ ou $\Delta^2 M > 0$). Esses últimos efeitos, de fato, talvez estejam inteiramente ausentes, em vista da hipótese das expectativas racionais.

Diante disso, com o objetivo de testar estas diferenças, processamos algumas regressões, desagregando as variáveis do lado direito $\Delta^2 P$ ou $\Delta^2 M$ entre valores positivos e negativos, ou seja, $\Delta^2 P^+$ ou $\Delta^2 P^-$ e $\Delta^2 M^+$ $\Delta^2 M^-$. O método foi MMQQ e o período foi o mesmo das regressões anteriores (1950-1978) (dados anuais). Os resultados encontram-se na tabela 11. Por exemplo, $\Delta^2 P^+$ é igual a $\Delta^2 P$ quando temos um valor positivo, senão é zero; $\Delta^2 M^-$ é igual a $\Delta^2 M$ quando temos um valor negativo, senão é zero; e assim por diante.

Os resultados tendem a confirmar nossa hipótese. Não se encontra relação significante entre a aceleração da inflação ou a aceleração monetária e a variável real expressa por h^I ou produto industrial sem tendência. As expectativas racionais parecem atuar no eixo positivo da curva de Phillips, produzindo uma ausência quase total de dilemas entre inflação e produto real, mesmo a curto prazo.

Por outro lado, quando passamos para o eixo negativo, a situação se altera drasticamente: verifica-se o dilema, com coeficientes muito significantes. Parece que a rigidez da inflação à baixa contribui para manter um dilema a curto prazo entre a desaceleração da inflação ou a diminuição do crescimento monetário e o produto real.

Esses comentários aplicam-se aos cinco casos apresentados na tabela 11. Poderíamos imaginar graficamente uma curva de Phillips quebrada (veja um exemplo na figura 1), que poderia ser quase vertical para valores positivos de $\Delta^2 P$ ou $\Delta^2 M$, mas teria uma inclinação muito significativa e positiva[33] para valores negativos de $\Delta^2 P$ ou $\Delta^2 M$. É verdade que as regressões com $\Delta^2 P^-$ tendem a ser mais significativas do que as regressões com $\Delta^2 M^-$ e $\Delta^2 M^-_{t-1}$, mas o que interessa é que em ambos os casos as diferenças entre movimentos de aceleração e movimentos de desaceleração são muito evidentes.[34]

De fato, e é interessante ressaltá-lo, as inclinações de 0,5-0,6 das curvas de Phillips convencionais para $\Delta^2 P$ estão *divididas* entre um coeficiente não-significa-

[33] Observe-se que $h^I = y^I - y^{I*} = \Delta y^I - \Delta y^{I*} + h^I_{t-1}$. Evidentemente, h^I corresponde a um indicador invertido de desemprego. Se a figura que estamos descrevendo tivesse $-h^I$ em um dos eixos em vez de h^I, então a parte inferior da curva de Phillips teria uma inclinação negativa – como na figura de inflação/desemprego.

[34] É claro que este resultado pode ser considerado simplesmente como uma indicação de não-linearidade na relação entre $\Delta^2 P$ e h^I. Mas, é preciso ressaltar que essa não-linearidade não é do mesmo tipo que a obtida comumente para relações de Phillips a curto prazo, pois ela continua a ser válida a longo prazo.

Tabela 11

Rigidez da inflação e expectativas racionais

Variáveis explicativas	Variável dependente: h^I				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	2,1662	1,1167	2,9020	0,8080	0,2001
	(2,06)	(0,59)	(1,83)	(0,41)	(0,07)
$\Delta^2 P^+$	−0,1223	0,3383	0,315		
	(−0,81)	(1,34)	(0,15)		
$\Delta^2 P^-$	0,5988	0,8398	1,0644		
	(3,59)	(2,80)	(4,33)		
h^I_{t-1}	0,7765				
	(7,89)				
h^A			0,9484		
			(4,00)		
$\Delta^2 M^+$				0,1866	0,3928
				(0,51)	(0,98)
$\Delta^2 M^-$				0,5506	0,3402
				(2,21)	(1,36)
$\Delta^2 M^+_{t-1}$					0,0952
					(0,25)
$\Delta^2 M^-_{t-1}$					0,4393
					(1,97)
h^A_{t-1}				0,8853	
				(2,76)	
Estatística					
R^2	0,8211	0,3754	0,6194	0,3471	0,2869
D. W.	1,6817	0,8308	1,4655	0,6980	0,5996
S.E.R.	3,5521	6,5086	5,1816	6,7863	7,2386

tivo para $\Delta^2 P^+$ e um coeficiente de 0,8-1,0 para $\Delta^2 P^-$. Em outras palavras, uma desaceleração de 5% da inflação provoca uma redução de 5% da demanda real excedente, ou seja, uma desaceleração de 5% da taxa de crescimento industrial a curto prazo. Mas, uma aceleração de 5% da inflação praticamente não tem efeitos reais. No que concerne às variáveis do crescimento monetário, os resultados apresentam uma significância inferior à dos resultados da inflação, mas os coeficientes do dilema para os valores negativos de $\Delta^2 M^-$ e $\Delta^2 M^-_{t-1}$ situam-se entre 0,55 e 0,80: uma desaceleração de 5% no crescimento monetário pode provocar uma desaceleração real de até 4% na economia, a curto prazo.

Portanto, as expectativas racionais e a rigidez da inflação à baixa parecem conduzir-nos a um mundo muito complexo, no que diz respeito à política a curto prazo. Não há vantagens reais a ganhar das acelerações da moeda ou da inflação, mas existem perdas e custos reais – embora temporários – advindos da desaceleração da moeda e da inflação.

É preciso enfatizar a relevância de nossas conclusões. Uma política antiinflacionária – digamos, uma contração de 5% a 15% do crescimento monetário – teria efeitos reais muito graves devido à redução do produto industrial (sem tendência) e de sua taxa de crescimento (veja o exemplo numérico no item 4, subitem final). Por outro lado, assimetricamente, uma aceleração da expansão da oferta de moeda provocaria apenas mais inflação.

Esses resultados têm uma implicação direta sobre os efeitos de políticas econômicas intermitentes de marchas e contramarchas (*stop and go*). Devido à assimetria dos efeitos, uma política de acelerações e desacelerações iguais da oferta de moeda não seria neutra com referência à inflação e ao desemprego. Por exemplo, começando com um crescimento monetário de 20%, uma política variável com 30%, 20%, 30% e 20% nos anos seguintes provocaria a curto prazo uma inflação e um desemprego mais elevados do que antes. A inflação mais alta seria causada não apenas pela nova média (25%) mas, também, pelos efeitos assimétricos das acelerações e desacelerações, enquanto o maior desemprego adviria dos movimentos *negativos* no terceiro e no quinto anos, pois os movimentos *positivos* não teriam efeitos reais.

Obviamente, duas das implicações da curva de Phillips quebrada são: a) se partimos de um nível baixo e satisfatório de inflação, a melhor política é adotar uma taxa de crescimento constante da oferta de moeda; b) se partimos de um nível alto e desfavorável de inflação, então o Governo deveria tentar explorar um programa coerente, sistemático e gradual de desaceleração do crescimento da moeda – sem interrupções e retomadas (*stop and go*) – a fim de reduzir a inflação. Mas, o custo da diminuição da inflação continuaria a ser verificado, isto é, continuariam a ocorrer os efeitos secundários indesejáveis em termos de menos empregos e menor produto. Por outro lado, se não houver um programa sistemático e coerente, as políticas intermitentes (*stop and go*) – que combinam expansões e contrações – provocarão tanto inflação como desemprego, devido às

assimetrias implícitas nessa combinação de expectativas racionais e rigidez da inflação.

6. Resumo e conclusões

No presente trabalho, abordamos macromodelos de inflação/produto real e apresentamos estimativas destes modelos para o Brasil. Além disso, consideramos problemas relacionados com formulações de expectativas racionais e rigidez da inflação.

No item 2, fez-se uma apresentação formal do modelo de Laidler-Parkin e do modelo de Lucas, o que nos levou a formulações que permitem a determinação simultânea de variáveis como ΔP, $\Delta^2 P$, h, Δh, Δy, ou seja, inflação e sua aceleração, hiato do produto industrial e sua taxa de variação, crescimento real etc. Além do aspecto da simultaneidade, deu-se ênfase a propriedades dinâmicas tais como multiplicadores de longo e curto prazos bem como a movimentos cíclicos das variáveis provocados pela instabilidade da política econômica.

As noções sobre expectativas racionais foram analisadas rapidamente no item 3, a partir de micromodelos de Muth até os macromodelos de Lucas e de outros, como Barro, Sargent e McCallum. As implicações de ineficácia na política econômica, resultantes das expectativas racionais, foram mencionadas, bem como as principais críticas a esse enfoque. Em particular, enfatizou-se a possível existência de certo grau de rigidez das taxas de inflação, especialmente na direção descendente.

As estimativas dos modelos para o Brasil encontram-se no item 4. Em geral, as equações do modelo da Laidler-Parkin e do modelo de Lucas têm um desempenho muito bom, com sinais certos e significativos, bem como estatísticas (R^2 e $D.W.$) razoáveis, dada a natureza de certas variáveis dependentes (taxas de variação e alterações na taxa de variação). Um resumo simplificado dos resultados é apresentado naquela seção, juntamente com figuras e um exercício de simulação.

Finalmente, no item 5 consideramos a possibilidade de uma curva de Phillips aceleracionista quebrada no Brasil, onde a aceleração da inflação teria muito menos efeitos reais (positivos) do que a desaceleração da inflação em termos de efeitos reais (negativos). Os testes levam a crer que tal possibilidade não pode ser rejeitada. Obviamente, este resultado oferece importantes implicações para a política econômica, na medida em que uma combinação de expectativas racionais e rigidez da inflação pode agravar ainda mais o dilema inflação/recessão.

As principais conclusões deste trabalho são as que expomos a seguir. Não há dúvida sobre a existência de um dilema a curto prazo entre a recessão (ou a oferta excedente real) e a aceleração da inflação. Ademais, é evidente que a moeda exerce um efeito relevante sobre ambas as variáveis a curto prazo. Contudo, existe uma grande probabilidade de que esse dilema seja muito mais sério nas políticas de contração do que nas políticas de expansão, pois no último caso os efeitos reais da

política poderiam ser de menor monta. Todos estes resultados implicam que deveriam ser evitadas políticas intermitentes (*stop and go*), ao mesmo tempo em que se deveria visar uma taxa reduzida e constante de crescimento monetário, a fim de deter a inflação. Parece que modelos como os expostos neste trabalho são válidos tanto para um país como os EUA como para o Brasil – os mecanismos macroeconômicos causadores do dilema estão presentes em ambos. Seriam necessárias novas pesquisas a fim de levar em conta a abertura das economias modernas nesses modelos[35], mas exercícios preliminares levam a crer que não existem diferenças significativas em relação aos resultados presentes.

Evidentemente, macromodelos simples como os apresentados neste trabalho não deveriam ser usados estritamente para exercícios de projeção. A própria simplicidade dos modelos, como é óbvio, indica que sua utilidade se relaciona muito mais à sua contribuição para uma compreensão geral do dilema inflação/recessão do que à sua capacidade de fazer previsões exatas a respeito da inflação e do crescimento real no ano seguinte. Portanto, o interesse geral do tipo de análise aqui empreendida não deveria vincular-se intimamente ao comportamento da inflação e do crescimento no Brasil em 1979 ou 1980, em comparação com as *previsões* de nossa teoria. Parece-nos acertado dizer, todavia, que os resultados alcançados neste trabalho oferecem algumas indicações para explicar as principais razões pelas quais houve uma acentuada aceleração da inflação no Brasil desde 1974. Afora óbvios choques de oferta, essa aceleração inflacionária tem nítidas relações com a demanda excedente e as taxas mais altas de expansão monetária desde 1973. A explosão da inflação em 1979 e 1980 representou o *clímax* destas pressões dos choques de oferta e da demanda agregada.

Abstract

The purpose of this paper is to contribute to the study of the inflation-recession dillema, by making use of data relating to Brazil during the 1950-1978 period. We attempted to apply some recent models and ideas of modern macroeconomics – the Laidler-Parkin model, the Lucas model, the rational expectations theory and the hypotheses relating to inflation rigidity. Estimates of the models for Brazil show good performances, with correct and significant signs, as well as reasonable statistical results. In particular, the possibility of a kinked-type accelerationist Phillips Curve relation cannot be rejected, and this result has important implications for economic policy. More generally, the estimates tend to confirm the short-run trade-offs between inflation and real output, as well as the important role of monetary policy, in the process. Policy implications suggest stop-and-go

[35] Em particular, a oferta de moeda poderia ser tornada endógena, e os preços de importação e exportação teriam de ser considerados na equação de preços, bem como a taxa de câmbio.

policies should be avoided and consistent rules for money growth adopted, to reach at a certain point, a constant money growth rate.

Bibliografia

Barro, R. Unanticipated money growth and unemployment in the U.S. *American Economic Review*, Mar. 1977.

Friedman, M. *A theoretical framework for monetary analysis.* NBER, 1971.

Gordon, R. J. The Theory of domestic inflation. *American Economic Review*, Fev. 1977.

Laidler, D. & Parkin, M. Inflation: a survey. *Economic Journal*, Jun. 1975.

Laidler, D. *Essays on money and inflation.* Chicago, The University of Chicago Press, 1975.

Lemgruber, A. *Inflação, moeda e modelos macroeconômicos.* Rio de Janeiro, Fundação Getulio Vargas, 1978.

Lucas, R. E. Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis. In *The Econometrics of price determination.* Washington D. C., Federal Reserve, 1972.

_______. Some international evidence on output-inflation trade-offs. *American Economic Review*, Jun. 1973.

McCallum, B. Monetarism, rational expectations, oligopolistic pricing, and the MPS econometric model. *Journal of Political Economy*, Feb. 1979.

_______. The Current state of the policy – ineffectiveness debate. *American Economic Review*, May 1979.

Modigliani, F. The Monetarist controversy. *American Economic Review*, Mar. 1977.

Muth, J. Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*, Jul. 1961.

Samuelson, P. The Interaction between the multiplier analysis and the principle of acceleration. *Review of Economics and Statistics*, 1939.

Sargent, T. Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, 1973.

Simonsen, M. *A Teoria da inflação e a controvérsia sobre a indexação.* mimeogr. 1979.

Tobin, J. Inflation and unemployment. *American Economic Review*, Mar. 1972.

Tobin, J. The Wage-price mechanism: overview of the conference. In *The Econometrics of price determination.* Washington D. C., Federal Reserve, 1972.