

TEXTO PARA DISCUSSÃO N.º 302

Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos com Abordagem Novo-Clássica: Teoria e Evidência Empírica para o Brasil

José Coelho Matos Filho

JUNHO DE 1993

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

O IPEA é uma fundação pública vinculada à Secretaria de Planejamento, Orçamento e Coordenação da Presidência da República, cujas finalidades são: auxiliar o Ministro da Secretaria de Planejamento, Orçamento e Coordenação da Presidência da República na elaboração e no acompanhamento da política econômica e prover atividades de pesquisa econômica aplicada nas áreas fiscal, financeira, externa e de desenvolvimento setorial.

PRESIDENTE

Aspásia Brasileiro Alcântara de Camargo

DIRETOR EXECUTIVO

Pérsio Marco Antônio Davisson

DIRETOR DE ADMINISTRAÇÃO E DESENVOLVIMENTO INSTITUCIONAL

Luiz Antonio de Souza Cordeiro

DIRETOR DE PESQUISA

Ricardo Varsano

DIRETOR DE POLÍTICAS PÚBLICAS

Antônio Carlos da Ressurreição Xavier

TEXTO PARA DISCUSSÃO tem o objetivo de divulgar resultados de estudos desenvolvidos direta ou indiretamente pelo IPEA, bem como trabalhos considerados de relevância para disseminação através do Instituto, informando profissionais especializados e colhendo sugestões.

Tiragem: 200 exemplares

SERVIÇO EDITORIAL

Brasília - DF:

SBS. Q. 1, Bl. J, Ed. BNDES - 10.º andar
CEP 70.076-900

Av. Presidente Antonio Carlos, 51 - 17.º andar
CEP 20.020 - Rio de Janeiro - RJ

SUMÁRIO

1. IINTRODUÇÃO
 2. INFLAÇÃO E VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS: A HIPÓTESE DA NEUTRALIDADE
 3. INDEXAÇÃO SALARIAL
 4. A INDEXAÇÃO SALARIAL E A HIPÓTESE DA NEUTRALIDADE
 5. A VARIÂNCIA DOS PREÇOS RELATIVOS NO BRASIL
 6. CONCLUSÃO
 7. ANEXO ESTATÍSTICO
 8. BIBLIOGRAFIA
-

INFLAÇÃO E VARIABILIDADE DOS PREÇOS
RELATIVOS COM ABORDAGEM NOVO-
CLÁSSICA: TEORIA E EVIDÊNCIA EMPÍRICA
PARA O BRASIL*

JOSÉ COELHO MATOS FILHO**

* *Dissertação de Mestrado apresentada ao
Departamento de Economia da Universidade
de Brasília*

** *Da Coordenação de Política Macroeconômica*

SINOPSE

Este estudo é um teste para a economia brasileira dos efeitos reais da inflação entre 1974 e 1985, cujos resultados apontam para a validade da perspectiva da hipótese da neutralidade, como proposta pelos economistas novo-clássicos, segundo a qual a inflação antecipada não provoca distorção nos preços relativos, isto é, não afeta a sua distribuição e, portanto, não exerce efeitos sobre o produto real e o emprego.

1. INTRODUÇÃO

Nos dez ou doze anos que antecederam a década de 70, era quase consenso entre os economistas profissionais de que a curva de Phillips, negativamente inclinada e estável a longo prazo, justificava o manuseio da demanda agregada como meio de reduzir as taxas de desemprego, sugerindo que as sociedades seriam capazes de escolher as taxas de inflação e desemprego que bem lhes aprouvessem, o que reduzia os problemas econômicos a mera questão política.

Nos anos 70, no entanto, começa a desilusão com esse quase consenso, refletindo falhas do jogo macroeconômico em voga tanto no nível empírico, quanto teórico. No primeiro caso, as crescentes taxas de inflação e desemprego sugeriam algum problema de condução de política econômica. No segundo, constatava-se uma clara dissociação entre a prática macroeconômica e os princípios da microeconomia. Com efeito, num nível teórico-empírico, não há como conciliar os fatos da década de 70 com as prescrições desta curva.

Vale ressaltar, contudo, que já na década de 60, autores como Friedman e Phelps alertaram contra a pronta aceitação das conclusões decorrentes da análise da curva de Phillips tradicional. De acordo com esses autores, embora o aumento do nível geral de preços reduza o salário real e aumente a demanda por mão-de-obra, não se pode concluir, *a priori*, que este aumento reduza as taxas de desemprego. Afinal, não se pode esperar que os trabalhadores ofereçam maior quantidade de mão-de-obra a um salário real menor.

Pode ocorrer, porém, que os trabalhadores estejam enganados quanto ao nível de preços esperado durante a vigência dos contratos de trabalho e, assim, um aumento da demanda por mão-de-obra pode aumentar o nível de emprego.

Muda-se, dessa forma, o eixo da discussão para a relação desemprego *versus* inflação acima das expectativas, uma vez que uma inflação persistente não podia continuar sendo surpresa, mas uma inflação crescente podia. Surgia, assim, a versão *aceleracionista* da curva de Phillips, segundo a qual o verdadeiro dilema não está em escolher entre inflação e desemprego, mas entre inflação acima das expectativas e desemprego, de sorte que a curva de Phillips, a longo prazo, seria vertical e, apenas enquanto as expectativas não se ajustam à realidade, poderia ocorrer o dilema inflação x desemprego.

Aliando-se a essa versão da curva de Phillips uma regra de formação de expectativas de preços com base nos níveis de preços passados (expectativas adaptativas), conseguia-se solucionar um sério problema da teoria econômica, que consistia em não explicar o motivo pelo qual o produto cresce no início das inflações e por que o combate à mesma exige, em algum grau, um processo recessivo.

Segundo a regra adaptativa de formação de expectativas, a expansão do produto acompanha os primeiros passos da inflação porque, por um tempo, a alta esperada dos preços supera o seu nível efetivo. Por outro lado, a recessão momentânea decorre dos contratos previamente estabelecidos, com base em expectativas de inflação mais altas.

Ocorre que, apesar de fornecer uma boa explicação para os fatos econômicos, a formação adaptativa de expectativas é, do ponto de vista lógico, inaceitável: justifica, implicitamente, a estagflação, tão em voga a partir de meados da década de 70, por um problema de assimetria nas percepções dos movimentos de preços entre trabalhadores e empregadores.

Esse foi o *pano de fundo* para pôr em perspectiva uma nova hipótese de formação de expectativas, que culminou com o movimento apelidado de economia *novo-clássica*.

Lucas (1973, pp. 326-334), ao estabelecer os pilares da macroeconomia novo-clássica, fazendo uso da hipótese de expectativas racionais devida a John Muth, construiu um modelo onde os agentes econômicos aprendem com os erros passados. Nesse trabalho, o autor conclui que

apenas quando os indivíduos erram em suas previsões acerca das variações nominais (taxa de inflação, por exemplo), é que ocorrem alterações de preços relativos, a menos da ocorrência de distúrbios de natureza real. É a reafirmação da hipótese da neutralidade devida a Friedman e Phelps, sem, no entanto, recorrer à necessidade de agentes racionais cometerem erros sistemáticos. Este é o tema do Capítulo 2.

Dentre as inúmeras críticas à macroeconomia novo-clássica, uma que suscita um vivo interesse é aquela relacionada aos problemas sugeridos pela teoria dos contratos e, dentro desta, pela indexação de salários, tema do Capítulo 3. Como as conclusões da teoria da indexação salarial sugerem como grau de indexação um número positivo entre zero e a unidade, a política monetária, mesmo sistemática, não pode ser descartada como mecanismo contracíclico, o que impõe descartar a hipótese da neutralidade como um instrumento sério de análise [Gray (1978, pp. 1-18; 1976 e 1983) e Fischer (1977, pp. 191-206)].

O Capítulo 4 aborda o tema da indexação salarial, com a finalidade de recuperar o prestígio da hipótese da neutralidade. Afinal, os modelos Gray-Fischer são construídos baseados na hipótese de que o nível de emprego é sempre determinado do lado da demanda por mão-de-obra [Barro (1977, pp. 101-115)]. Além disso, considerando-se a indexação como um fenômeno endógeno ao processo inflacionário, não existe um único grau de indexação, o que possibilita aos agentes econômicos se precaverem contra uma arbitrária alteração do mesmo pela autoridade governamental [Liviatan (1983)], além de não se poder esperar que mecanismos de ajuste

ex-post, como são as cláusulas contratuais de indexação, alterem o conjunto de informações vigente no momento da tomada de decisão dos agentes [Barro (1977)].

No Capítulo 5, aplica-se, com resultados favoráveis para a economia brasileira, de janeiro de 1974 a dezembro de 1985 um teste simples da hipótese da neutralidade, como proposta por Lucas, onde a medida de efeitos reais é dada pela variância dos preços relativos, como em Parks (1978, pp. 79-96).

Deve-se ressaltar, no entanto, que para nossos objetivos, o teste de Parks necessita de algumas adaptações no que concerne ao cálculo das expectativas inflacionárias. Com efeito, no teste,

a inflação é um passeio aleatório, o que não o invalida, mas pode não refletir o comportamento de agentes econômicos racionais porque não os restringe ao conjunto de informações disponíveis, uma característica dos modelos novo-clássicos com informação imperfeita.

Com isso em mente, para o cálculo das expectativas inflacionárias é utilizado um modelo desenvolvido em Barro (1976; 1978, pp. 549-580), onde as mesmas são decorrentes, basicamente, dos movimentos monetários antecipados.

Apesar dos resultados favoráveis apontados no teste acima, uma possível crítica é sugerida, ao observarmos que o mesmo não inclui aspectos de uma economia aberta, uma vez que nesse tipo de economia é de se esperar que os movimentos internacionais de preços alterem a distribuição dos preços relativos internos.

Assim, o modelo é testado mais uma vez, incluindo uma medida da evolução trimestral da taxa real de câmbio brasileira, entre janeiro de 1977 e dezembro de 1985, cujos resultados corroboram amplamente os anteriores no que se refere à surpresa inflacionária e à inflação antecipada e onde constata-se que os movimentos internacionais de preços não afetam a distribuição dos preços relativos no Brasil.

2. INFLAÇÃO E VARIABILIDADE DOS PREÇOS RELATIVOS: A HIPÓTESE DA NEUTRALIDADE

2.1 Antecedentes

Os estudos desenvolvidos durante a década de 70 e parte da década de 80 acerca da relação existente entre a instabilidade da taxa de inflação e as flutuações dos preços relativos são caracterizados por formidável embate intelectual, evidenciando uma acirrada busca de supremacia entre correntes do pensamento econômico. Neste sentido, os estudos ora dão conta da neutralidade do processo inflacionário plenamente antecipado, no que tange à atividade produtiva [Lucas (1973, pp. 326-334), Barro (1976a, pp. 229-224; 1976b e 1978, pp.549-580), Parks (1978, pp. 79-96), dentre outros], ora apontam para uma associação estatisticamente bem definida entre a instabilidade do nível geral de preços e as variações dos preços relativos [Vinning e Elwertowski (1976, pp. 699-708)].

O debate se origina em decorrência das inadequadas explicações no que diz respeito às flutuações dos ciclos econômicos, fornecidas pelo padrão teórico em voga. Com efeito, a argumentação keynesiana é incapaz de explicar os problemas de inflação com desemprego. Mesmo os modelos monetaristas, apesar de sugerirem uma explicação formal aos problemas da estagflação, não levam em conta o caráter prospectivo dos agentes econômicos quanto às variáveis relevantes, como por exemplo uma mudança na linha de atuação das autoridades governamentais e suas repercussões sobre os preços relativos e, portanto, sobre o nível do produto real e do emprego.

Desse modo, os fatos da década de 70 são fundamentais para se estabelecer um divisor de águas no desempenho da macroeconomia teórica. É que, contrariamente ao observado ao longo das décadas de 50 e 60, quando as economias industriais gozaram de um período de baixas taxas de inflação aliadas a altas taxas de crescimento do produto, os anos desta década foram cheios de problemas intratáveis para o padrão teórico em voga. De fato, o colapso do sistema Bretton Woods em 1971, o *boom* inflacionário de 1971-1973 e a recessão de 1974-1975 não encontram explicações plausíveis no arcabouço teórico vigente à época. Dentro da ortodoxia keynesiana, que utiliza amplamente os argumentos contidos na curva de Phillips tradicional, não há como explicar crescimento de desemprego e preços conjuntamente.

No entanto, já na década de 60, Friedman e Phelps alertaram para a pura e simples aceitação das conclusões decorrentes da análise da curva de Phillips: de acordo com os mesmos, as tentativas de manutenção, por longo tempo, de taxas de desemprego abaixo do que eles chamaram de taxa natural, deveria deslocar tal curva para cima. Assim, embora a curto prazo ficasse evidenciado um certo *trade-off* entre inflação e desemprego, a longo prazo, a curva de Phillips seria vertical. Assim sendo, com a denominada teoria *aceleracionista* da curva de Phillips, conseguia-se explicar por que as economias crescem no início das inflações, enquanto que o esforço de combate à mesma pressupunha um interlúdio recessivo: a causa estaria nas diferentes velocidades de ajuste dos agentes ao meio ambiente econômico.

Esta, todavia, parece ser uma explicação frágil, porque embute a idéia de que indivíduos racionais cometam erros sistemáticos — uma premissa inaceitável do ponto de vista lógico.

Estes são os pontos de partida para o artigo-desafio contido em Lucas (*idem*) e outros estudos de gênero semelhante, como por exemplo, Barro (*idem*), Cukierman (1984; 1979, pp. 444-447), e outros.

2.2 A controvérsia acerca da ineficácia das políticas de estabilização

Se um instrumento de política econômica pode assegurar a meta desejada para uma variável, a combinação de dois ou mais instrumentos pode assegurar, simultaneamente, as metas para duas ou mais variáveis. Esta parece ser a idéia subjacente às políticas de administração da demanda agregada, no sentido de dirigir a economia para o pleno emprego de fatores, sugerindo a política econômica como mero exercício de contar variáveis endógenas e exógenas.

Com efeito, após a revolução keynesiana, os governos têm tentado manter plenamente empregados os fatores produtivos, utilizando práticas compatíveis com o aparato teórico contido nas prescrições que apontam as deficiências da demanda agregada como responsáveis pelos males que assolam as economias.

No entanto, tem-se observado nos últimos anos uma sensível tendência das economias ocidentais em atribuírem menor ênfase a este tipo de enfoque, dada a necessidade de maior atenção aos problemas causados pela inflação.

Ora, o enfoque da sintonia fina, ao não considerar que as políticas monetária e fiscal são dependentes entre si, de sorte que não se consegue controlar a oferta de moeda sem o devido controle do déficit fiscal, é incapaz de dar explicações plausíveis acerca dos problemas relativos ao aumento da inflação e do desemprego.

As deficiências apontadas parecem ser conseqüência da inadequação do modelo em explicitar a trajetória do conjunto de variáveis endógenas do sistema (preços, emprego, etc.).

Consideremos, pois, o modelo IS/LM padrão. Ali, enquanto a demanda pelo produto é explicitamente incorporada, à oferta é atribuído um papel secundário, entrando no modelo de forma passiva, conseqüência do mundo keynesiano com excesso de capacidade, que implicitamente assume a oferta como tendo elasticidade unitária [Berg (1982)]. Por outro lado, a demanda por mão-de-obra está diretamente relacionada com a produção e se esta é menor do que aquela de pleno emprego, resulta em desemprego involuntário. Isto é, o mercado de mão-de-obra fica em desequilíbrio.

Deste modo, a análise sugerida pelos modelos IS/LM é falha ao supor, de um lado, o equilíbrio nos mercados monetário e de produto e, por outro, utilizar, complementarmente, o mercado de mão-de-obra. Ora, por Walras, se existem n mercados dos quais $n-1$ estão equilibrados, forçosamente o n -ésimo assim o estará.

Portanto, o modelo IS/LM padrão parece não ser um instrumento adequado à análise da questão. Com efeito, para ser consistente, um tal modelo deveria ser capaz de explicar como estas dificuldades são transpostas.

Para tentar superar estas dificuldades, incorporamos, no modelo, uma função que caracterize a oferta agregada.

Os trabalhadores e as firmas ao contratarem o salário nominal a vigorar no período t , agem racionalmente de acordo com o conjunto de informações disponível no final do período anterior, de modo a estabelecerem um salário real que corresponda à produtividade marginal da força de trabalho. Se o nível de preços no período t for superior ao esperado, o salário real efetivo é menor do que o salário real esperado, e a produtividade marginal da mão-de-obra empregada é maior do que o salário real efetivo. As firmas, a par disso, expandem o produto pela mais intensiva utilização da mão-de-obra empregada. No entanto, a expansão da produção se dá apenas temporariamente visto que na rodada de negociações para o período $t+1$ a subestimativa do salário real fará parte do novo conjunto de informações e,

portanto, estabelecer-se-á uma nova relação de equilíbrio entre o salário real e a produtividade marginal da força de trabalho.

Assim, se uma mudança de política econômica não é percebida imediatamente pelos agentes, haverá uma alteração temporária dos preços relativos e, portanto, uma alteração temporária do produto.

Uma vez que, na prática, a economia é dinâmica, as alterações das oportunidades de emprego requerem algum desemprego, corroborando a hipótese da taxa natural devida a Friedman e Phelps.

Só para firmar a idéia acerca do que foi colocado anteriormente, suponha-se que a equação de oferta agregada do produto tome a seguinte forma:

$$y_t = y_{nt} + a_1(p_t - E_{t-1}p_t) + \mu_t \quad (2.1)$$

onde o produto (y_t), o nível de preços (p_t) e o produto potencial (y_{nt}) do período t são medidos em logaritmos; μ é um distúrbio aleatório serialmente não correlacionado e com média zero; e $E_{t-1}p_t$ é a expectativa racional de p_t , condicionada ao conjunto de informações disponíveis no final do período $t-1$. A equação (2.1) afirma que quando as expectativas são satisfeitas, isto é, quando $E_{t-1} \mu_t = 0$ e, portanto, $E_{t-1}p_t = p_t$, o crescimento do produto se estabiliza em sua taxa natural. Por outro lado, quando p_t é maior do que $E_{t-1}p_t$, o salário real esperado ($w_t - E_{t-1}p_t$) é maior do que o salário real efetivo ($w_t - p_t$). O produto é, então, incrementado na proporção de $a_1(p_t - E_{t-1}p_t)$. Entretanto, a equação (2.1) descreve, apenas, o que acontece com o produto quando as expectativas são ou não satisfeitas, não explicitando o papel exercido por mudanças nas variáveis exógenas, como alterações na condução da política monetária e sua ação sobre o emprego e os preços.

Introduzamos, pois, no modelo, uma equação que ofereça explicação para as alterações do nível geral de preços.

$$p_t = E_{t-1}p_t + \varepsilon_{1t} \quad (2.2)$$

onde ε_{1t} , o desvio de p_t com relação à sua expectativa, tem média zero e é serialmente não correlacionado com o conjunto de informações disponível ao final do período $t-1$. Deste modo, ε_{1t} é causado apenas por distúrbios aleatórios provocados por políticas não sistemáticas.

Substituindo (2.2) em (2.1) vem:

$$y_t = y_{nt} + a_1 \varepsilon_{1t} + \mu_t \quad (2.3)$$

Portanto, como se esperava, apenas os movimentos aleatórios explicam os desvios do produto efetivo do seu nível potencial. Isto posto, necessita-se considerar as consequências de uma alteração de caráter sistemático na política do governo.

Suponha-se, por exemplo, que a política monetária siga uma trajetória dada pela equação (2.4) abaixo:

$$m_t = f_1 m_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.4)$$

onde m_t é o logaritmo da oferta nominal de moeda na época t , ε_{2t} é um distúrbio aleatório serialmente não correlacionado com o conjunto de informações disponível, com média zero, que descreve como a oferta monetária no período t desvia-se imprevisivelmente de sua componente sistemática $f_1 m_{t-1}$.

Pelos modelos de expectativas racionais, quaisquer alterações nas componentes sistemáticas das políticas governamentais são imediatamente percebidas. Então, ao perceberem a intenção do governo, imediatamente os agentes econômicos obtêm uma nova solução para o modelo, pela alteração de $E_{t-1} p_t$ e de p_t , na equação (2.2). Como, por suposição, apenas a componente sistemática da política monetária foi alterada, ε_{2t} é nula. Desde que não haja qualquer distúrbio aleatório, $\mu_t = \varepsilon_{1t} = 0$. Então, pela equação (2.3) o produto permanece em sua taxa natural.

Um outro argumento contra as tentativas de estabilização do produto pela utilização de políticas de administração da demanda é evidenciado pela equação (2.4) em conjunto com as equações (2.2) e (2.3).

Digamos que o governo seja capaz de aumentar a variabilidade da oferta da moeda, através de uma política monetária aleatória. Embora não haja efeitos diretos sobre ε_{1t} , o argumento desta variável inclui a possível incapacidade de o setor privado prever, com eficiência, os passos do governo. Sendo assim, o aumento da variabilidade não percebida da política monetária exerce efeitos sobre o produto e os preços, um argumento defendido por Friedman já na década de 1950.

2.3 A função oferta de Lucas ¹

Lucas (*ibidem*) examina os dados de dezoito países, com base em séries anuais, no período que vai de 1951 a 1967, sob o ponto de vista da hipótese de que o nível do produto real médio é invariante a mudanças no padrão temporal da taxa de inflação.

O modelo apresenta algumas particularidades, a saber:

- (i) o produto nominal é determinado pela demanda agregada da economia, com a divisão entre produto real e nível de preços dependente do comportamento dos ofertantes de trabalho e de bens;
- (ii) as rigidezes parciais que dominam o comportamento da oferta, no curto prazo, resultam da falta de informações dos agentes econômicos no que diz respeito a alguns preços relevantes às suas decisões; e
- (iii) as inferências acerca desses preços relevantes, mas não observados, são feitas racionalmente, à luz do caráter estocástico da economia.

As observações de preços e quantidades são vistas como pontos de interseção das curvas de oferta e demanda agregada, sob a hipótese de equilíbrio dos mercados (*market-clearing*) e representam as relações contidas no esquema tradicional dos modelos de IS/LM.

Deste modo, os movimentos de preços e quantidades são vistos como conseqüências dos usuais deslocamentos proporcionados pelas variáveis de demanda, quais sejam, política monetária, política fiscal, etc.

¹ A versão da função oferta de Lucas aqui apresentada é, por comodidade didática, aquela desenvolvida em Cukierman (1984) e Cukierman e Watchel (1979, pp. 595-609). Por essa versão, o modelo original de Lucas (1973, pp. 326-334) é alterado para permitir diferentes variâncias para diferentes mercados. Contudo, do ponto de vista do mercado individual, estas variâncias permanecem constantes, impondo, afinal, o resultado proposto pelo modelo original. Para isto, basta observar, à frente, que o comportamento agregado replica o comportamento individual.

Por sua vez, a curva de oferta agregada é desenhada de modo a refletir o equilíbrio do mercado de mão-de-obra, com sua inclinação reproduzindo as rigidezes inerentes ao mesmo.

Existem n mercados competitivos e geograficamente separados, onde a demanda pelo único bem produzido em todos os mercados é distribuída de forma desigual, levando a movimentos separados entre os preços individuais e o nível geral de preços. Isto se deve à hipótese de que a visão de quem está dentro do seu próprio mercado é diferente daquela proporcionada a um observador externo.

A quantidade ofertada em cada mercado é resultado de uma componente normal, comum a todos os mercados, e de uma componente cíclica, que varia de mercado para mercado.

Denote-se o z -ésimo mercado, na época t por

$$y_t^s(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (2.5)$$

com a componente secular (y_{nt}), medida em logaritmos, refletindo a acumulação de capital e o crescimento da população, e sendo dada por

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (2.6)$$

onde t representa o tempo.

A componente cíclica ($y_{ct}(z)$), também medida em logaritmos, varia com a percepção do preço relativo individual.

$$y_{ct}(z) = \gamma[p_t(z) - E_{t-1}p_t/I_t(z)], \quad \gamma > 0 \quad (2.7)$$

onde $p_t(z)$ é o logaritmo do preço da mercadoria z à época t e $E(p_t/I_t(z))$ é a expectativa da taxa de inflação corrente, condicionada às informações ($I_t(z)$) disponíveis no mercado z , no final do período $t-1$.

As informações disponíveis aos agentes ofertantes provêm do conhecimento (ao iniciarem o período t) da componente normal (y_{nt}) e dos valores defasados da componente cíclica (y_{ct-1} , y_{ct-2} , ...). Embora apenas este conjunto de informações seja insuficiente para permitir a exata inferência acerca do nível geral de preços (p_t), é possível ter uma idéia de sua distribuição de probabilidades, comum a todos os mercados. Assim, dependendo dos conhecimentos precedentes (agregados no termo $I_t(z)$), os agentes distribuem p_t normalmente, com média \bar{p}_t e variância σ^2 .

Por sua vez, o preço do bem individual, $p_t(z)$, difere do nível geral de preços por um desvio percentual que depende da percepção de cada mercado, de sorte que

$$p_t(z) = p_t + Z_t \quad (2.8)$$

onde Z_t independe de p_t e tem distribuição normal, com média zero e variância τ^2 .

Como a soma de variáveis aleatórias normalmente distribuídas é uma variável aleatória normalmente distribuída, então $p_t(z)$ tem distribuição normal com média \bar{p}_t e variância $\sigma^2 + \tau^2$.

As informações relevantes à estimação de p_t consistem na observação de $p_t(z)$ e na história sumarizada em \bar{p}_t .

Utilizando essas informações, os agentes econômicos calculam a distribuição de p_t , pela equação (2.8), condicionada a $p_t(z)$ e \bar{p}_t , de sorte que p_t tem distribuição normal, com média

$$E_{t-1}p_t / I_t(z) = E_{t-1}[p_t / (p_t(z), \bar{p}_t)] = (1 - \theta)p_t(z) + \theta\bar{p}_t \quad (2.9)$$

onde $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$.

Esta última expressão sintetiza o problema da extração do sinal de Lucas, que consiste na identificação da natureza do distúrbio, se geral (agregada) ou específica [Cukierman (1984, pp. 51-52); Simonsen e Cysne (1989, pp. 501- 502).

Combinando (2.5), (2.6), (2.7) e (2.9), tem-se a função de oferta do mercado z

$$y_t^S(z) = y_{nt} + \theta\gamma [p_t(z) - \bar{p}_t] \quad (2.10)$$

A demanda, em cada mercado, é estocástica e incorporada no modelo como segue:

$$y_t^D(z) + p_t(z) = x_t + w_t(z)^2 \quad (2.11)$$

onde x_t é o logaritmo de uma variável aleatória (de demanda agregada), comum a todos os mercados. Como $x_t = x_{t-1} + \Delta x_t$ e x_{t-1} é conhecido no período t , apenas Δx_t é aleatório. Assume-se que x_t tem distribuição $N(\delta, \sigma_x^2)$.

Por sua vez, $w_t(z)$ é o logaritmo de uma variável aleatória específica do mercado z , mas com distribuição de probabilidade conhecida e comum a todos os mercados, de sorte que $w_t(z)$ tem distribuição $N(0, \sigma_w^2)$.

O nível geral de preços é definido como a soma ponderada dos (logaritmos dos) preços individuais, de sorte que

$$p_t = \sum_z u(z)p_t(z) \quad (2.12)$$

onde $u(z) \geq 0$, para todo z e $\sum_z u(z) = 1$.

Para encontrar o preço de equilíbrio, basta substituir (2.9) em (2.7), somar com (2.6), igualar o resultado com (2.11) e resolver para $p_t(z)$, de sorte que:

$$p_t(z) = 1/(1 + \theta\gamma)[x_t - \alpha - \beta t + \theta\gamma\bar{p}_t + w_t(z)] \quad (2.13)$$

O nível geral de preços é encontrado pela substituição de (2.13) em (2.12), o que rende

$$p_t = 1/(1 + \theta\gamma)[x_{t-1} + \delta - \alpha - \beta t + \theta\gamma\bar{p}_t + \varepsilon_t] + \sum u(z)w_t(z)/(1 + \theta\gamma) \quad (2.14)$$

² A título de curiosidade, é fácil mostrar que esta equação decorre da equação quantitativa. Observemos que fazendo o antílogo das variáveis, podemos reescrever a equação como $Y_t(z)P_t(z) = X_t W_t(z)$. De fato, $\sum u(z)Y_t(z)P_t(z) = X_t \sum u(z)W_t(z)$ e, portanto, $P_t Y_t = X_t W_t$, onde $X_t = M_t$ e $W_t = V_t$.

onde $x_t = x_{t-1} + \Delta x_t$ e $\Delta x_t = \delta + \varepsilon_t$, com ε_t definindo o desvio de Δx_t de sua média δ . Como Δx_t é normalmente distribuído com média δ e variância δ_x^2 , ε_t tem distribuição $N(0, \sigma_x^2)$.

As equações (2.5) a (2.14) assumem a racionalidade dos agentes econômicos dos mercados tomados, apenas, individualmente. Para o modelo ser consistente, necessita-se que as mesmas relações representem o comportamento da economia.

Inicialmente, observemos que a última parcela de (2.14) converge, em probabilidade, para zero, na medida em que a economia consiste de um grande número de mercados relativamente pequenos. A demonstração deste fato, decorrente da desigualdade de Tchebychev, encontra-se em Cukierman e Watchel (1979, p. 607). Assim, se aplicarmos o operador esperança matemática sobre (2.14) e rearranjarmos, vem:

$$\bar{p}_t = x_{t-1} + \delta - \alpha - \beta t \quad (2.15)$$

Diante desse fato, pode-se escrever (2.14), sem a última parcela, como:

$$p_t = \bar{p}_t + \varepsilon_t / (1 + \theta\gamma) \quad (2.16)$$

Além disso, se subtrairmos de $p_t(z)$, dado pela equação (2.13), a relação contida em (2.14) sem a última parcela, concluímos que:

$$p_t(z) - p_t = w_t(z) / (1 + \theta\gamma) = Z_t \quad (2.17)$$

Como ε_t e $w_t(z)$ são normalmente distribuídos, com variâncias σ_x^2 e σ_w^2 , respectivamente, conclui-se que a variância de p_t (σ^2) pode ser representada por $\sigma_x^2 / (1 + \theta\gamma)^2$ e a variância de Z_t (τ^2) por $\sigma_w^2 / (1 + \theta\gamma)^2$, demonstrando a validade do postulado de racionalidade para a economia como um todo, com sua curva de oferta sendo dada pela agregação dos fatos estilizados na equação (2.10), de sorte que

$$y_t^S = y_{nt} + \theta\gamma (p_t - \bar{p}_t)^3 \quad (2.18)$$

Atente-se para o fato no qual a inclinação da curva de oferta agregada depende de: se os desvios observados nos preços relativos são devidos a choques de demanda nos mercados individuais e/ou a erros de expectativas da taxa de inflação. Nesse caso, a inclinação da curva de Phillips deixa de ser um parâmetro estrutural para ser dependente da política econômica, o que é compatível com a sua versão aceleracionista, devida a Friedman e Phelps.

Se τ^2 é relativamente pequena, então as variações de preços relativos se relacionam, basicamente, com erros na expectativa do nível geral de preços e, nesse caso, a inclinação da curva de oferta aproxima-se da posição vertical. Por outro lado, se o nível geral de preços é estável, e, portanto, σ^2 relativamente pequena, a inclinação da curva de oferta agregada aproxima-se de ###, a elasticidade da oferta agregada com relação aos preços relativos.

³ Faz-se uso do fato de que $y_{ct} = \Sigma u(z)y_{ct}(z)$ e de que $\Sigma u(z)p_t = E_{t-1}p_t = \bar{p}_t$.

Lucas (1973) encontra soluções de equilíbrio tanto para os preços como para o produto. No entanto, como nossa preocupação, aqui, é apenas explicar como as expectativas inflacionárias afetam a equação da oferta agregada e como esta se comporta no modelo, optamos por operar com uma forma reduzida definida, apenas, para a componente cíclica (y_{ct}).

Inicialmente, notando que, por (2.16),

$$\bar{p}_t = p_t - \varepsilon_t / (1 + \theta\gamma) \quad (2.19)$$

e que, por (2.17),

$$p_t(z) = p_t + w_t / (1 + \theta\gamma) \quad (2.20)$$

conclui-se que:

$$p_t(z) - \bar{p}_t = 1 / (1 + \theta\gamma) [\varepsilon_t + w_t(z)] \quad (2.21)$$

Como $\varepsilon_t = \Delta x_t - \delta$, conclui-se, após substituir (2.21) na última parcela de (2.10) e processar a devida agregação dos resultados, que:

$$y_{ct} = [\theta\gamma / (1 + \theta\gamma)] (\Delta x_t - \delta) \quad (2.22)$$

Assim, fazendo como Lucas $\Pi = \theta\gamma / (1 + \theta\gamma)$, temos:

$$y_{ct} = -\Pi\delta + \Pi\Delta x_t \quad (2.23)$$

Se considerarmos Δx_t como a expansão do estoque de moeda, a análise da expressão (2.23) nos conduz à conclusão de que uma expansão da oferta monetária só terá efeitos sobre o nível do produto, se não houver antecipação da mesma, isto é, se $\Delta x_t \neq \delta$, ou seja, quando o conjunto de informações é incompleto ou quando os agentes não o exploram da mesma forma.⁴

Uma versão interessante do modelo acima exposto está desenvolvido em Cukierman (1979, pp. 444-447). O modelo relaxa a hipótese da necessidade de os agentes econômicos basearem suas expectativas acerca da taxa de inflação vigente, nas informações disponíveis na economia.⁵ Isto é, adota-se um modelo com perfeita previsão, o que é o mesmo que assumir o pleno conhecimento acerca do nível geral de preços vigente na época t .

A economia é, novamente, constituída de n mercados competitivos geograficamente separados, caracterizados individualmente por suas funções de oferta e demanda. As quantidades ofertadas são resultado de uma componente normal, comum a todos os mercados, e de uma componente cíclica, que varia de mercado para mercado. Todas as variáveis são expressas em logaritmos.

Assim,

⁴ A esse respeito, ver Cukierman e Watchel (1979, pp. 595-609).

⁵ Seria como admitirmos que $E_{t-1} p_t = p_t$

$$y_t^S(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (2.24)$$

A componente normal, comum a todos os mercados, é expressa pela linha de tendência

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (2.25)$$

Por sua vez, a componente cíclica é uma função crescente do preço relativo no mercado z

$$y_{ct}(z) = \gamma[p_t(z) - p_t], \gamma > 0 \quad (2.26)$$

onde $p_t(z)$ é o (logaritmo do) preço vigente no mercado z , à época t , e p_t é o (logaritmo do) nível geral de preços, também vigente à época t , conhecido antecipadamente por todos os agentes.

A demanda em cada mercado é estocástica, com essa componente dividida em duas partes. Uma parte comum a todos os mercados (x_t) e outra específica a cada mercado ($w_t(z)$), mas conhecida por todos e com distribuição de probabilidades comum a todos os mercados.

Assim,

$$y_t^d(z) = x_t + w_t(z) - p_t(z) \quad (2.27)$$

onde x_t é um choque nominal de demanda agregada (monetário, por exemplo) e $w_t(z)$ é um choque aleatório, independente de x_t .

Como x_t é medido em logaritmos, Δx_t pode ser interpretado como a taxa de crescimento da oferta de moeda.

Além disso, assume-se que estes choques de demanda (tanto geral, quanto específico) são aleatórios, normalmente distribuídos e independentes entre si, onde Δx_t tem distribuição $N(\delta, \sigma_x^2)$, e $w_t(z)$ tem distribuição $N(0, \sigma_w^2)$. Por sua vez, nível geral de preços é definido como um índice de preços ponderados pelos pesos de cada mercado ($u(z)$). Daí,

$$p_t = \sum_z u(z) p_t(z) \quad (2.28)$$

onde $u(z) \geq 0$, para todo z e $\sum_z u(z) = 1$.

Igualando demanda e oferta nos mercados individuais e resolvendo o sistema para um preço de equilíbrio em cada um deles, temos:

$$p_t(z) = 1/(1 + \gamma)[x_t - \alpha - \beta t + \gamma p_t + w_t(z)] \quad (2.29)$$

Substituindo (2.29) em (2.28), temos a expressão de p_t

$$p_t = 1/(1 + \gamma)[x_t - \alpha - \beta t + \gamma p_t] + 1/(1 + \gamma)[\sum u(z) w_t(z)] \quad (2.30)$$

Da expressão anterior, lembrando que sua última parcela tende a zero [Cukierman e Watchel (1979, p. 607)], deduz-se que

$$p_t = x_t - \alpha - \beta t \quad (2.31)$$

Observemos que o nível geral de preços, não surpreendentemente, é diretamente proporcional ao estoque de moeda (x_t) e inversamente relacionado com a produtividade, dada por $y_{nt} = \alpha + \beta t$.

Subtraindo-se (2.31) de (2.29) e rearranjando-se, tem-se o preço relativo do mercado z , na época t , expresso por

$$p_t(z) - p_t = w_t(z)/(1 + \gamma) \quad (2.32)$$

A equação (2.32) mostra que o preço relativo, em cada mercado, depende apenas dos choques reais específicos caracterizados por $w_t(z)$, sendo, portanto, a moeda neutra, quando a taxa de inflação é plenamente antecipada.

Uma outra interessante extensão ao modelo proposto em Lucas (1973, pp. 326-334) é apresentado em Barro (1976a, pp. 229-244).

O autor, como Lucas, imagina uma economia onde um único bem é produzido e demandado em n mercados competitivos e geograficamente separados, onde as expectativas sobre as variáveis relevantes são formadas racionalmente em um contexto de informação imperfeita, e onde o nível geral de preços é conhecido com um período de defasagem.

Isto posto, é fácil concluir sobre a dificuldade de os agentes econômicos separarem os movimentos não antecipados de preços em movimentos absolutos e relativos.

Barro então conclui que um crescimento da variância da oferta monetária torna difícil aos indivíduos reagir apropriadamente aos choques ocorridos na economia. Podem, então, ocorrer dois tipos de resposta a um incremento na variância da oferta de moeda:

- i) se os indivíduos atribuem maior fração dos movimentos de preços a causas monetárias, o produto será pouco sensível a mudanças na política monetária;
- ii) se, por outro lado, os indivíduos estão confusos acerca do conjunto de informações disponíveis, ocorre maior variância do produto real induzida pela menor previsibilidade dos preços relativos, o que significa que apenas os movimentos não antecipados do nível geral de preços afetam o produto.

2.4 As críticas à hipótese da neutralidade

Diante da abrangência de uma tal formulação, logo surgiram veementes críticas, como as contidas em Vinning e Elwertowski (1976, pp. 699-708), Ackley (1978, pp. 149-154), Buiters (1980, pp. 34-50), dentre outros.

Um postulado caro aos neoclássicos, em virtude da hipótese de pleno emprego de fatores, é que os preços relativos das mercadorias são constantes e, conseqüentemente, independentes das variações do nível geral de preços.

Em Lucas, esta visão é apresentada de forma mais elaborada: a distribuição de probabilidades dos preços relativos é independente da de probabilidades da taxa

de inflação e, portanto, a variância dos preços relativos é independente da variância da taxa de inflação.

Isto pode ser formalizado como segue:

$$p_t(z) - p_t = Z_t \quad (2.33)$$

onde Z_t é o logaritmo do preço relativo medido pela relação entre o preço individual $p_t(z)$ e o nível geral de preços p_t .

No modelo de Lucas (*idem*), p_t é uma variável aleatória normalmente distribuída, com média \bar{p}_t e variância σ^2 . Por sua vez, Z_t é uma variável aleatória, que se distribui normal e independentemente de p_t , com média zero e variância τ^2 .

Dada a equação (2.33), é possível estabelecer as variações do nível geral de preços e do preço relativo, em um período para a frente, da seguinte forma:

$$[p_{t+1}(z) - p_t(z)] - [p_{t+1} - p_t] = Z_{t+1} - Z_t \quad (2.34)$$

Dada a equação (2.34), são verdadeiras as relações abaixo:

$$\{[p_{t+1}(z) - p_t(z)] - [p_{t+1} - p_t]\}^2 = (Z_{t+1} - Z_t)^2 \quad (2.35)$$

$$E\{[p_{t+1}(z) - p_t(z)] - [p_{t+1} - p_t]\}^2 = E(Z_{t+1} - Z_t)^2 \quad (2.36)$$

O lado esquerdo da equação (2.36) é a variância esperada, para o período seguinte, da variação de $p_t(z)$, em torno da variação de sua média (p_t). Desde que $\text{Cov}(Z_{t+1}, Z_t) = 0$, como é assumido em Lucas,

$$E(Z_{t+1} - Z_t)^2 = 2 \tau^2 \quad (2.37)$$

Deste modo, a variância da variação de $p_t(z)$ em torno de sua média ($p_{t+1} - p_t$) é igual à variância da variação do preço relativo (Z_t) e, portanto, é constante. Isso significa, grosso modo, que as flutuações no nível geral de preços não devem afetar preços relativos.

Vinning e Elwertowski (*idem*), em estudo sobre o comportamento do índice de preços por atacado e dos preços individuais para a economia americana no período que vai de 1948 a 1974, sugerem que o comportamento dos preços relativos está positivamente relacionado, de forma sistemática, com o do nível geral de preços.

Cukierman (1984), analisando as conclusões de Vinning e Elwertowski, mostra que apenas a instabilidade das políticas governamentais (de caráter geral) justifica uma associação positiva entre τ^2 e σ^2 , isso porque, embora possa ser observada alguma instabilidade na componente específica, é de se esperar que aquela de caráter geral seja dominante. Desta forma, qualquer relação de causalidade daí inferida é passível de crítica, visto que duas variáveis endógenas (p_t e Z_t) variam em virtude da mudança (exógena) da política de governo.

Assim, se corretamente interpretado, o modelo de Lucas é perfeitamente compatível com o julgamento que sugere uma associação positiva entre a dispersão dos preços individuais e as flutuações da taxa de inflação.

Por sua vez, Ackley (*idem*) argumenta que independentemente da natureza da taxa de inflação — antecipada ou não — são óbvios os efeitos redistributivos.

O argumento envolve a noção de assincronia de ajustes aos choques ocorridos. Com efeito, mesmo diante da inflação plenamente antecipada, ocorrem redistribuições de renda e riqueza em função de mudanças relativas de preços proporcionadas por variáveis tecnológicas, novos produtos, etc., em razão da ocorrência de respostas defasadas entre os diferentes setores da economia e porque alguns arranjos econômicos se estendem por um longo período. No entanto, nada impede que os indivíduos tenham expectativas inflacionárias diferentes entre si, em função de defasagens na disseminação das informações e da incapacidade dos agentes distinguirem imediatamente entre causas agregadas e específicas quando da ocorrência de movimentos de preços nos seus mercados. Assim,

os agentes econômicos estão mais capacitados a obter informações acerca de preços, em seus próprios mercados, do que em outros mercados onde não estão usualmente engajados [Cukierman e Watchel (1979, p. 595)].

Uma versão mais elaborada desse argumento é apresentada em Blanchard (1983). Partindo da idéia de que a inércia dos preços é óbvia, dada a complexidade do sistema econômico, o autor argumenta que quando um distúrbio nominal induz a uma mudança no nível geral de preços, o que deve ser analisado, além da mudança do preço do bem individual, são as complexas estruturas dos bens finais, dos bens intermediários e seus preços. Isto porque as decisões de preços entre cada produto não são perfeitamente sincronizadas. Desta forma, os distúrbios nominais devem provocar movimentos de preços relativos ao longo do caminho.

Portanto, a existência de assincronia de ajustes implica relações entre os distúrbios nominais, o nível geral de preços e a estrutura dos preços relativos. Isto, porque a assincronia implica o que o autor chama "efeito serpente". Isto é, os movimentos nos preços dos fatores são transmitidos lentamente aos bens intermediários e finais, implicando maior variabilidade dos lucros, etc. Esta, no entanto, é uma conclusão que vem confirmar o papel da informação imperfeita, o que não invalida as conclusões da macroeconomia novo-clássica.

Numa outra linha, atacando explicitamente a visão novo-clássica, Buitier (1980, pp. 34-50) questiona a plausibilidade de uma função de oferta com surpresa, argumentando que considerações teóricas e evidências empíricas sugerem que variações, antecipadas ou não, nas políticas monetária e fiscal, têm efeitos reais, tanto a curto como a longo prazos. Na seqüência do raciocínio, o autor sugere que, sob a ótica dos modelos com maximização de utilidade, uma mudança no imposto sobre a renda deve alterar a oferta de mão-de-obra e a poupança. Por sua vez, uma variação, mesmo antecipada, no estoque de moeda exerce efeitos reais, porque afeta o estoque de títulos governamentais em mãos privadas e estes, via de regra, fazem parte do conjunto de equações de comportamento do setor.

No tocante à política fiscal, reafirma-se a hipótese da neutralidade lembrando-se que uma variação no imposto sobre a renda apenas desloca a restrição orçamentária dos indivíduos, sem mudanças de preços relativos. Logo, o desemprego daí resultante, se houver, deve ser voluntário.

Com relação à idéia de uma variação antecipada no estoque de moeda afetar o comportamento real dos agentes econômicos via demanda por títulos governamentais, é verdade apenas quando os títulos do governo são considerados riqueza líquida. Com efeito, a hipótese de que as emissões de títulos da dívida pública são percebidas como um ganho de riqueza líquida é crucial nas demonstrações de efeitos reais provocados por movimentos fiscais e monetários. Segundo esse *approach*, um incremento na dívida do governo acarreta aumento de

riqueza dos indivíduos, um incremento no consumo desejado em relação à poupança, um incremento nas taxas de juros e, finalmente, um declínio na fração do produto destinada à acumulação de capital.

Todavia, no caso de agirem racionalmente, apenas se os indivíduos perceberem que o aumento da dívida pública para financiamento do *déficit* do governo não impõe ônus futuro é que isto será possível [Barro (1974, pp. 1095-1118)]. Entretanto, este parece não ser o caso. A emissão de dívida hoje pressupõe ou um aumento de impostos no futuro ou nova emissão de dívida.

Um outro tipo de crítica, aparentemente bem formulada, é feita em Cavalcanti (1990) no que tange à extração do sinal em Lucas. Segundo o autor, "a elevação da variância da taxa de inflação, se, por um lado, reduz a capacidade do sistema de preços em alocar otimamente os recursos, reduz, por outro lado, a possibilidade de erros nas expectativas resultar em desemprego da mão-de-obra" [Cavalcanti (1990, p. 26)].

Assim, a dedução da curva de oferta em Lucas (*ibidem*) é inconsistente.

De fato, a equação (2.17), da seção anterior, faz supor que quanto maior for a variância da taxa de inflação (σ^2), relativamente à variância dos preços relativos (τ^2), menor será a influência do nível geral de preços sobre o preço relativo observado no mercado individual.

Contudo, esta suposta inconsistência não subsiste. De fato, se os indivíduos atribuem maior fração dos movimentos de preços a causas monetárias, o produto será pouco sensível a variações na política monetária [Barro, (1976a, pp. 229-244)]. Deste modo, uma expansão percebida da oferta de moeda deve aumentar a variância da taxa de inflação, tornando perfeitamente compatível um aumento da variância da taxa de inflação com estabilidade no nível de emprego de mão-de-obra.

2.5 Alguns resultados empíricos

Numa tentativa de verificar a validade da hipótese central do modelo contido em Lucas, qual seja, a de que o produto real é invariante a mudanças antecipadas na taxa de inflação, alguns estudos empíricos foram desenvolvidos recentemente por Parks (1978, pp. 79-96), Barro (1976b; 1978, pp. 549-580), Bléjer (1984) e Bléjer e Leiderman (1984), dentre outros.

O modelo desenvolvido em Parks, além dos movimentos do nível geral de preços proporcionados por distúrbios nominais, toma em consideração as variáveis de oferta e procura que de uma forma ou de outra atuam sobre a distribuição dos preços individuais, como as mudanças tecnológicas, a composição familiar, etc.

Assim, o autor construiu um modelo utilizando metodologia desenvolvida por Henri Theil, concluindo que a inflação não antecipada tem efeitos consideráveis sobre os movimentos de preços relativos, ao passo que os efeitos da inflação plenamente antecipada são estatisticamente insignificantes.

Barro (*idem*) estuda a relação existente, na experiência recente para os EUA, entre os movimentos da política monetária e as alterações no produto, no emprego e no nível de preços. Vale frisar que os dois estudos são complementares, no sentido de que o primeiro deles não contempla conclusões acerca das alterações do nível geral de preços.

Partindo do pressuposto de que apenas os movimentos monetários não antecipados afetam as variáveis econômicas reais, o autor, através de um modelo que capta o processo de crescimento da oferta de moeda, quantifica a noção de movimentos antecipados e não antecipados.

As variáveis que, segundo sua visão, têm efeitos sistemáticos sobre o crescimento monetário dos EUA são:

- a) o excesso de despesas do governo federal, medido pela diferença entre as despesas normais e as efetivas;
- b) a taxa de desemprego, com um período de defasagem; e
- c) os valores defasados da taxa de expansão da oferta monetária.

A primeira variável se justifica tendo em vista que um nível excedente de despesas do governo é financiado, normalmente, por uma combinação de impostos e emissão de moeda. A taxa de desemprego, com um período de defasagem, justifica-se na medida em que uma resposta positiva à mesma por parte do crescimento monetário deve refletir uma política econômica anticíclica.

Por fim, os valores defasados do crescimento monetário tentam captar os efeitos da persistência de uma linha de política econômica.

O autor, então, conclui que:

- i) os movimentos não antecipados da oferta monetária são responsáveis pelo financiamento de respeitável parcela dos gastos governamentais;
- ii) o nível geral de preços responde positivamente aos movimentos antecipados da oferta de moeda; e
- iii) as alterações do produto e do emprego são estatisticamente insignificantes ante alterações antecipadas de política monetária.

Até este ponto, os resultados empíricos apresentados são desenvolvidos para economias com inflação relativamente baixa e pouco flutuante, como foram os estudos de Parks (*idem*) e Barro (*ibidem*) que se propuseram a responder questões no que diz respeito à economia norte-americana.

Bléjer (1984), no entanto, estuda as conseqüências de uma inflação alta e extremamente flutuante, como é o caso argentino no período de 1977 e 1981. Apresenta-se, ainda, o estudo contido em Bléjer e Leiderman (*idem*), que se propõe a oferecer provas empíricas acerca da influência da variabilidade dos preços relativos sobre a taxa de desemprego e sobre o nível de produção na economia americana, no período do pós-guerra.

Abaixo, as principais conclusões do caso argentino:

- i) a magnitude das flutuações dos preços individuais se relaciona positivamente com a velocidade do processo inflacionário; e
- ii) a variabilidade dos preços relativos está relacionada com a magnitude dos choques monetários; unicamente as componentes não previstas da inflação e do crescimento monetário têm poder explicativo sobre a distribuição dos preços relativos.

Para o caso americano, os resultados indicam que a inflação imprevista exerce efeito positivo sobre a produção e negativo sobre as taxas de desemprego.

Em contrapartida, uma inflação inteiramente prevista tem efeitos desprezíveis sobre estas variáveis.

3. INDEXAÇÃO SALARIAL

3.1 Antecedentes

A revolução novo-clássica, ao postular a independência entre os preços relativos e os movimentos antecipados da taxa de inflação, nada mais fez do que reaperceber, com uma roupagem refinada, o postulado clássico, segundo o qual há independência entre os movimentos esperados da oferta de moeda e a expansão do produto. Isso sugeriu numerosas críticas, como aquelas contidas em Ackley (1978, pp. 149-154), Blanchard (1983), Buiter (1980, pp. 34-50), Vinning e Elwertowski (1976) que, de uma forma ou de outra, vislumbraram a hipótese da neutralidade como uma impossibilidade, pelo menos no curto prazo.

Porém, as críticas que mais suscitam interesse, talvez em função da aceleração inflacionária mundial a partir de meados da década de 70, são aquelas associadas aos contratos salariais indexados que são devidas, principalmente, a Jo Anna Gray e, de certo modo, a Stanley Fischer.

Gray (*idem*) deduz um indexador ótimo, como uma fração positiva entre zero e a unidade, o que, implicitamente, sugere negar a hipótese da neutralidade como instrumento analítico útil, pelo menos no curto prazo. Por sua vez, Fischer (1977, pp. 191-206) conclui que, numa economia onde os contratos têm horizontes com mais de um período, a autoridade monetária pode agir para estabilizar o produto e, assim, não há porque esperar que a política monetária sistemática seja neutra.

3.2 Os primórdios da indexação

A idéia de reajustar valores de acordo com um índice de preços previamente estabelecido não é novidade. Já no final do século IX (entre 1880 e 1980), a mesma foi defendida por Alfred Marshall e, no início deste século (na década de 20), por Irving Fisher.

Entretanto, os processos de indexação, hoje em debate, decorrem de um movimento generalizado, durante a década de 70, tendo em Milton Friedman o seu articulador principal.

Friedman advogava a utilização dos mecanismos de indexação, não apenas como um meio de amortecer as flutuações causadas por políticas de combate à inflação, mas, também, como um instrumento que levaria os governos nacionais a abandonar as práticas inflacionárias.⁶

Com efeito, a percepção de fracos desempenhos das economias tem levado os governos a acelerar o dispêndio público como tentativa de manutenção das taxas de desemprego em níveis baixos. Isso, inicialmente, provoca um crescimento rápido do produto mas, posteriormente, acelera o processo inflacionário.

Além disso, a ocorrência de um processo inflacionário continuado permite aos governos a coleta do chamado imposto inflacionário: uma fonte de receitas sem a

⁶ As práticas inflacionárias, segundo Friedman, decorrem da necessidade de mais e mais recursos para financiar os programas de governo. Friedman, então, conclui que o fim das inflações não caracteriza problema técnico, mas político.

necessidade de qualquer diploma legal que a autorize.⁷ Desse modo, Friedman sugeriu a generalização dos mecanismos de indexação por duas razões principais. Primeiro, por possibilitar a estabilidade das expectativas, tornando o produto menos instável. Em segundo lugar, por privar os governos de, pelo menos, parte da receita fiscal, já que a base impositiva é corrigida periodicamente, obrigando-os a um combate mais efetivo à inflação.

Embora, no primeiro caso, seja verdade que os mecanismos de indexação, efetivamente, isolem o setor real de distúrbios de natureza nominal, os mesmos potencializam os efeitos de distúrbios de natureza real. No entanto, como a década de 60 foi desprovida de choques negativos, esse tipo de crítica só surgiu com os resultados dos primeiros choques dessa natureza durante a década seguinte.

Por outro lado, se por sua vez os mecanismos de indexação podem, efetivamente, reduzir a receita advinda do imposto inflacionário, os mesmos possibilitam uma convivência mais amena da sociedade com a inflação, sugerindo pouca vontade política de combatê-la [Fellner (1974)].

Além disso, a diminuição da receita fiscal do governo, decorrente da indexação, sugere a necessidade de, mantido o valor real dos gastos, mais emissão primária de moeda. Assim, é possível que em vez de os mecanismos de indexação possibilitarem o combate à inflação, terminem por incentivá-la.

Outro argumento a favor da indexação é este: ao emitir um título indexado, o governo reduz efetivamente o risco inflacionário dos agentes econômicos e, ao reduzir esse risco, habilita-os a encontrar uma melhor alocação de *portfolio*. Além disso, a existência de títulos indexados deve encorajar a poupança privada sob condições inflacionárias e reduzir a tendência a se fazerem excessivos gastos em termos reais. Isso, argumenta-se, reduz as pressões sobre os recursos reais, reduzindo a pressão inflacionária.

Todavia, a ausência de custos sociais na utilização de títulos governamentais indexados, como está implícito acima, pode ser contestada, porque a sociedade tem, de alguma maneira, de financiar o pagamento de juros sobre os mesmos. Essa necessidade reduz ou elimina o aumento de bem-estar proporcionado pela colocação dos títulos indexados, ao diminuir, pelo aumento de impostos, a renda disponível dos indivíduos. Logo, não se pode afirmar, *a priori*, que a introdução de títulos governamentais indexados melhore o bem-estar da sociedade [Levhari e Liviatan (1976, pp. 186, 189 e 190)].

3.3 A Indexação de salários

O fato de os mecanismos de indexação plena possibilitarem isolar o setor real de distúrbios nominais, é questão que não suscita muita controvérsia.⁸ Entretanto, quando da ocorrência de instabilidades de natureza real, longe de preservar os valores reais, a indexação plena potencializa os choques. Tomemos, como exemplo, a indexação plena dos salários nominais de acordo com o pico dos salários reais do período prévio. Diante da ocorrência de um choque causado por, digamos, uma deficiência no fornecimento de matéria-prima, uma resposta

⁷ *Alerte-se para o fato de que a partir de certo nível de inflação é possível que haja uma queda na arrecadação do imposto inflacionário, dado que as pessoas evitam manter em suas carteiras ativos nominais.*

⁸ *Ressalvado o caso de informação plena, este não é um fato corriqueiro. No entanto, como não há prejuízo nas conclusões acerca das conseqüências da indexação salarial e como é didaticamente cômodo, incorpora-se a idéia de informação plena ao longo deste capítulo. Para estudar os efeitos da indexação salarial em um modelo com informação parcial, ver Gray (1983).*

adequada do sistema produtivo é impossibilitada, uma vez que o salário real competitivo é aquele determinado pela produtividade marginal da mão-de-obra, agora menor.

O problema é, então, encontrar um grau de indexação compatível com a ocorrência dos dois tipos de choque.

A ocorrência de choques de natureza nominal impõe como melhor indexador a variação integral do índice de preços considerado. Isto é: *o melhor grau de indexação é a unidade*. No entanto, considerações sobre a oferta agregada sugerem indexação parcial diante de um choque de natureza real, porque é desejável alguma resposta dos valores reais a um choque real positivo, vez que, diante do mesmo, alguma indexação possibilita a ocorrência de aumento no nível de emprego e de produção. O emprego deve crescer em função do aumento da produtividade marginal da mão-de-obra empregada, em conjunto com uma elasticidade positiva da oferta de mão-de-obra. O produto, por sua vez, deve crescer pelo incremento da produtividade marginal da mão-de-obra associada ao aumento do número de trabalhadores empregados ou, alternativamente, ao aumento de horas trabalhadas por trabalhador empregado.

É interessante analisar essas questões à luz de um modelo *neoclássico* proposto em Gray (1978, pp.1-18).^{9, 10} O modelo apresenta as seguintes particularidades.

A oferta agregada é representada por:

$$Y_t = a_t G(L_t), \quad a = 1 + \mu, \quad G'(L) > 0 \text{ e } G''(L) < 0 \quad (3.1)$$

onde Y é o produto real, L é o nível de utilização de mão-de-obra e μ é um distúrbio aleatório, serialmente não correlacionado e simetricamente distribuído, com média zero e variância $V\mu$.

As funções de demanda e oferta de mão-de-obra são:

$$L_t^d = f(w_t/a_t), \quad w = W/P, \quad f'(w/a) < 0 \quad (3.2)$$

$$L_t^s = g(w_t), \quad g'(w) > 0 \quad (3.3)$$

onde W representa o salário nominal e P o nível de preços.

A equação de demanda por moeda é dada pela teoria quantitativa,¹¹ isto é,

$$M_t^d = k P_t Y_t \quad (3.4)$$

onde M^d é a demanda por moeda e k é uma constante.

⁹ Parece um exagero apelidar o modelo de Gray de neoclássico, uma vez que, apesar de incorporar argumentos neoclássicos na representação da demanda agregada, toma como hipótese central a regra de determinação do emprego, apenas, a partir da curva de demanda por mão-de-obra.

¹⁰ A versão do modelo de Gray aqui analisada é aquela apresentada em Dantas (1987).

¹¹ Alguém poderia questionar os resultados do modelo a partir da equação quantitativa. Contudo, se a substituirmos por um jogo de equações tipo IS/LM, o resultado, em essência, não se altera. A esse respeito, ver Simonsen (1983).

A oferta monetária é:

$$M_t^s = b_t \bar{M}, \quad b = 1 + \varepsilon \quad (3.5)$$

onde M_t^s é a oferta de moeda no período t e ε é um distúrbio aleatório, serialmente não correlacionado e simetricamente distribuído, com média zero e variância $V\varepsilon$.

A relação de equilíbrio é a usual, isto é,

$$M_t^s = M_t^d \quad (3.6)$$

Analisemos, em primeiro lugar, uma economia sujeita a, apenas, choques monetários não antecipados, diante de casos extremos de indexação plena e nenhuma indexação.

Pela equação (3.6), em conjunto com (3.1), (3.2) e (3.4), tem-se:

$$b\bar{M} = k(W/w)G[f(w)] \quad (3.7)$$

Logaritmizando a equação (3.7), temos:

$$\ln b + \ln \bar{M} = \ln k + \ln W - \ln w + \ln G[f(w)] \quad (3.8)$$

Diferenciando a equação (3.8), vem:

$$d \ln b = d \ln W - d \ln w + d \ln G[f(w)] \quad (3.9)$$

ou

$$db/b = dW/W - dw/w + dG/G \quad (3.10)$$

Como $dG/G = [G'f'w/G]dw/w$, então:

$$db/b = dW/W - dw/w + [G'f'w/G]dw/w \quad (3.11)$$

No entanto, como $G'(L) = w$, então $L = G^{-1}(w)$. Além disso, como $G^{-1}(w) = f(w)$, então $f'(w) = 1/G''$. Assim, a equação (3.11) se transforma em:

$$db/b = dW/W - dw/w + [G'G'/G'']dw/w \quad (3.12)$$

Numa economia plenamente indexada, $dw = 0$, o que implica $db/b = dW/W$, ou

$$(dW/W)/(db/b) = 1 \quad (3.13)$$

A intuição desse resultado é que numa economia plenamente indexada o salário nominal incorpora todas as variações reais decorrentes de choques monetários,¹² tornando invariante o salário real.

Com respeito ao produto, pela equação (3.10), combinada com a hipótese de indexação plena, isto é, $dw = 0$, temos

$$(dG/G)/(db/b) = 0 \quad (3.14)$$

o que indica que a indexação plena preserva o produto real dos choques de natureza monetária.

De outra parte, em uma economia não indexada, $dW = 0$. Assim sendo,

$$db/b = - dw/w + [G'G'/GG'']dw/w \quad (3.15)$$

Então,

$$(dw/w)/(db/b) = 1/[(G'G'/GG'') - 1] \quad (3.16)$$

que é uma relação negativa, uma vez que G'' é negativo. Isto nos mostra que quando a economia não está indexada, os salários reais não estão protegidos dos choques monetários.

Além disso, como $dW = 0$, $dw/w = -dP/P$. Portanto,

$$(dP/P)/(db/b) = 1/[1 - (G'G'/GG'')] \quad (3.17)$$

Pela equação (3.17) os preços variam no mesmo sentido do choque, o que era esperado, visto que, mantidas as demais condições invariantes, um aumento da oferta de moeda deve, pela equação (3.4) expandir, apenas, o nível de preços.

Com referência aos efeitos dos choques monetários sobre o produto numa economia não indexada, temos:

$$(dG/G)/(db/b) = [G'G'/GG'']/[(G'G'/GG'')-1] \quad (3.18)$$

Como o numerador e o denominador são negativos em função de G'' negativo, a relação mostrada na equação (3.18) é positiva. Ou seja, numa economia não indexada o produto real varia no mesmo sentido dos choques monetários. A *rationale* por trás disso é que um aumento de preços associado a um choque nominal positivo, neste caso, deve deprimir os salários reais, expandindo o produto pela mais intensiva utilização de mão-de-obra.

Analisemos, a seguir, o comportamento dos salários, dos preços e do produto real numa economia sujeita a, apenas, choques de natureza real, diante dos casos extremos de indexação plena e nenhuma indexação.

¹² *Contrariando um dos mais caros postulados keynesianos, o de que os salários nominais são rígidos, no modelo de Gray (keynesiano, em espírito) os salários nominais são flexíveis.*

Numa economia não sujeita a choques de natureza monetária, a equação (3.5) torna-se:

$$M_t^s = \bar{M} \quad (3.19)$$

Pela equação (3.6), combinada com (3.1), (3.2) e (3.4), temos, após a devida logaritmização:

$$\ln \bar{M} = \ln k + \ln W - \ln w + \ln a + \ln G[f(w/a)] \quad (3.20)$$

Diferenciando-se, vem:

$$0 = d \ln W - d \ln w + d \ln a + d \ln G[f(w/a)] \quad (3.21)$$

ou

$$dW/W - dw/w + da/a + [G'f'/G][(dw/a) - (w/a)(da/a)] \quad (3.22)$$

Como $G'(L) = w/a$, então $L = G^{-1}(w/a)$. Além disso, $L = f(w/a)$. Portanto, $f'(w/a) = 1/G$.

Deste modo,

$$dW/W - dw/w + da/a + [G'G'/GG''][(dw/w) - (da/a)] = 0 \quad (3.23)$$

Como numa economia indexada $dw = 0$, então $dW/W = dP/P$. Assim:

$$(dW/W)/(da/a) = (dP/P)/(da/a) = [G'G'/GG''] - 1 \quad (3.24)$$

A *rationale* por trás da relação apresentada na equação acima é que um choque de natureza real positivo, numa economia não indexada, deprime os preços, o que, em virtude de $dw = 0$, deprime os salários nominais.

Por outro lado, em virtude da equação quantitativa em conjunto com a oferta monetária constante, a variação percentual no produto deve ser da mesma magnitude do choque real, o que equivale à variação dos preços, com sinal trocado. Isto é,

$$(dG/G)/(da/a) = 1 - [G'G'/GG''] \quad (3.25)$$

No caso de uma economia não indexada, $dW = 0$. Assim,

$$da/a + [G'G'/GG''][(dw/w) - (da/a)] = dw/w \quad (3.26)$$

Portanto,

$$(dw/w)/(da/a) = 1 \quad (3.27)$$

Isto é, o salário real deverá incorporar, integralmente, o choque real através da variação da produtividade marginal da mão-de-obra.

Em virtude de $dW = 0$, $dw/w = -dP/P$. Assim,

$$(dP/P)/(da/a) = -1 \quad (3.28)$$

Como $dw/w = da/a$, então:

$$(dG/G)/(da/a) = 0 \quad (3.29)$$

o que significa dizer que numa economia não indexada, sujeita a, apenas, choques de natureza real, a variação do produto decorre da variação de produtividade, não havendo alteração no nível de emprego.

Assim, é interessante analisar os efeitos dos choques reais sobre o nível de emprego, tanto no caso de indexação plena quanto no caso de uma economia sem nenhuma indexação.

Como $Y = aG(L)$, então $G'(L) = w/a$. Portanto,

$$L = G'^{-1}(w/a) \quad (3.30)$$

Logaritmizando, temos

$$\ln L = \ln G'^{-1}(w/a) \quad (3.31)$$

Diferenciando, temos

$$d \ln L = d \ln G'^{-1}(w/a) \quad (3.32)$$

ou

$$dL/L = dG'^{-1}/G'^{-1} \quad (3.33)$$

Como $1/G'^{-1} = G'$ e $dG'^{-1}(w/a) = 1/G''[(dw/a) - (w/a)(da/a)]$, então:

$$dL/L = [G'/G''][(dw/a) - (w/a)(da/a)] \quad (3.34)$$

Como $w/a = G'(L)$, tem-se:

$$dL/L = [G'G'/G''][(dw/w) - (da/a)] \quad (3.35)$$

No caso de a economia estar plenamente indexada, isto é, $dw = 0$,

$$(dL/L)/(da/a) = -[G'G'/G''] \quad (3.36)$$

que é positivo, pois G'' é negativo. Isto significa que o nível de emprego deve ser alterado na mesma direção do choque.

Por outro lado, se a economia não estiver indexada, $dw/a = da/a$ e, portanto,

$$(dL/L)/(da/a) = 0 \quad (3.37)$$

o que significa que a variação da produtividade marginal da mão-de-obra é incorporada ao salário real. Assim, o nível de emprego é estável.

O mecanismo de correção salarial de Gray sugere o estabelecimento do salário nominal do período t , ao final do período $t-1$, de acordo com um mecanismo de indexação instantânea, para a frente, de onde se conclui que:

- a) quanto maior o grau de indexação, menor o efeito dos choques de natureza nominal sobre o produto e maior sobre os preços; e
- b) quanto maior o grau de indexação, maior o efeito dos distúrbios de natureza real sobre os preços e sobre o produto, com sinais trocados.

Seria interessante verificar a que conclusões chegaríamos, se a indexação salarial fosse procedida em função da variação passada no nível de preços. Para isso, toma-se uma extensão ao modelo de Gray, proposto em Simonsen (1983).

A oferta agregada é descrita pela relação log-linear:

$$y_t = a_t + b(p_t - w_t) + \mu_t \quad (3.38)$$

onde y , p e w representam o logaritmo do produto real, do nível de preços e do salário nominal, respectivamente, e μ representa um choque de oferta.

No início do período t (ou no fim do período $t-1$) contrata-se um salário nominal base, igual a w^* , que equilibra, *ex-ante*, a oferta e a demanda por mão-de-obra, mais um grau de indexação γ ,¹³ de forma que

$$w_t = w^* + \gamma p_{t-1}, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (3.39)$$

O produto real de pleno emprego, esperado, é dado por

$$\hat{y}_t = a_t + bE_{t-1}(p_t - w_t) \quad (3.40)$$

onde \hat{y} é o logaritmo do produto real de pleno emprego e E_{t-1} é a expectativa racional das variáveis, baseada no conjunto de informações disponíveis no fim do período $t-1$.

Já que $E_{t-1}\mu_t = 0$, e como, pela equação (3.39),

$$E_{t-1}w_t = w_t \quad (3.41)$$

subtraindo, membro a membro, (3.40) de (3.38), vem:

$$h_t = y_t - \hat{y}_t = b(1 - E_{t-1})p_t + \mu_t \quad (3.42)$$

que é a equação do hiato do produto.

Para completar o modelo, introduz-se a equação quantitativa representando a demanda agregada

¹³ Deve-se notar que, neste capítulo e no próximo, γ representa o grau de indexação dos salários, nada tendo a ver com a inclinação da curva de oferta de Lucas, definida no capítulo anterior.

$$E_{t-1}m_t + \varepsilon_t = p_t + h_t \quad (3.43)$$

onde ε_t é um choque nominal, com média zero.

Aplicando os operadores E_{t-1} e $(I - E_{t-1})$ às equações (3.42) e (3.43), obtêm-se:

$$E_{t-1}h_t = 0, \text{ pois } (I - E_{t-1})E_{t-1} = 0 \quad (3.44)$$

$$E_{t-1}p_t = E_{t-1}m_t, \text{ pois } E_{t-1}(E_{t-1}) = E_{t-1} \quad (3.45)$$

$$(I - E_{t-1})h_t - b(I - E_{t-1})p_t = m_t$$

$$\text{pois } (I - E_{t-1})^2 = (I - E_{t-1}) \quad (3.46)$$

$$(I - E_{t-1})p_t + (I - E_{t-1})h_t = e_t$$

$$\text{pois } (I - E_{t-1})E_{t-1} = 0 \quad (3.47)$$

Segue-se daí que:

$$(I - E_{t-1})p_t = (e_t - m_t)/(1 + b) \quad (3.48)$$

Como $p_t = E_{t-1}p_t + (I - E_{t-1})p_t$ e $E_{t-1}p_t = E_{t-1}m_t$, segue-se que:

$$p_t = E_{t-1}m_t + (e_t - m_t)/(1 + b) \quad (3.49)$$

Por outro lado, como $h_t = E_{t-1}h_t + (I - E_{t-1})h_t$ e $E_{t-1}h_t = 0$,

$$(I - E_{t-1})h_t = (b\varepsilon_t - \mu_t)/(1 + b) \quad (3.50)$$

Os resultados contidos nas equações (3.49) e (3.50) sugerem a não ocorrência de efeitos diretos do mecanismo de indexação defasada sobre o produto e os preços.

No entanto, argumentam os autores desse tipo de modelo que, como os contratos, em geral, não são sincronizados, a distribuição diferenciada de custos entre setores, como sugeriu Ackley, carrega algum potencial de instabilidade sobre os preços e o produto. Além disso, a indexação defasada possibilita perpetuar a inflação passada.

4. INDEXAÇÃO SALARIAL E A HIPÓTESE DA NEUTRALIDADE

4.1 Antecedentes

Os modelos novo-clássicos do tipo desenvolvido em Lucas concluem pelo efeito significativo da expansão monetária não antecipada sobre o nível da produção, em função da limitação imposta pela restrição informacional que causa confusão na identificação da natureza dos distúrbios.

Nesse tipo de modelo, perturbações monetárias não antecipadas devem exercer efeitos de curto prazo sobre o produto porque os indivíduos tendem a, mais rapidamente, atribuírem parte dos movimentos de preços locais a deslocamentos específicos dos seus mercados do que a movimentos de natureza geral, alterando

suas quantidades ofertadas [Barro (1976a pp. 229-244), Cukierman (1979, pp. 444-447) e outros].

Nesse sentido, a indexação generalizada dos preços locais às perturbações agregadas deveria ser capaz de isolar a economia dos choques agregados.

Barro (1977) analisa essas questões e conclui que:

- i) em decorrência da estrutura informacional incompleta e do fato de a indexação, por ser um ajuste *ex-post*, não alterar o conjunto de informações disponíveis no momento em que as decisões são tomadas, a indexação não deve exercer efeitos diretos sobre a produção; e que,
- ii) entretanto, em decorrência da indexação, podem ocorrer efeitos indiretos sobre o produto, uma vez que atua sobre as decisões futuras de oferta e procura, vislumbrados pela redução da variância dos preços relativos entre mercados e pelo aumento da variância da previsão dos preços futuros, tanto nos mercados individuais como nos agregados.

É nesse contexto que se analisa a proposição da hipótese da neutralidade nos modelos com indexação.

4.2 O indexador ótimo de Gray

Gray (1978, pp. 1-18), em estudo que pretende derivar um grau ótimo de indexação salarial para uma economia hipotética, sujeita a choques tanto de natureza nominal como real, conclui por um tal indexador definido como uma combinação linear dos dois tipos de choque.

A equação da oferta agregada, de curto prazo, é dada por:

$$\log Y^s = \delta \log L + \mu \quad (4.1)$$

onde Y representa o produto real, L representa a quantidade de mão-de-obra utilizada na produção, δ é a elasticidade do produto com relação ao fator trabalho e μ é um termo estocástico simetricamente distribuído, com média zero e variância $V\mu$.

A oferta monetária é a representada por:

$$\log M^s = \log \bar{M} + \varepsilon \quad (4.2)$$

onde M^s é a oferta de moeda e ε é um distúrbio aleatório, simetricamente distribuído, com média zero e variância $V\varepsilon$.

A demanda por moeda é representada, em logaritmos, pela relação contida na equação quantitativa, de forma que:

$$\log M^d = \log k + \log P + \log Y \quad (4.3)$$

onde M^d é a demanda por moeda, k é o inverso da velocidade de circulação da moeda e P representa o nível geral de preços.

A condição de equilíbrio no mercado monetário é a usual, de modo que:

$$\log M^s = \log M^d \quad (4.4)$$

O mercado de trabalho, sintetizado pelas curvas de oferta e procura por mão-de-obra, está contido nas relações apresentadas nas equações (4.5) e (4.6) a seguir:

$$\log L^d = -\eta(\log w - \mu) + \eta \log \delta \quad (4.5)$$

onde $\eta = 1/(1 - \delta)$ é a elasticidade da demanda por mão-de-obra em relação ao salário real $w (= W/P)$.

$$\log L^s = \omega \log w + \eta \log \delta \quad (4.6)$$

onde ω é a elasticidade da oferta de mão-de-obra em relação ao salário real.

Os agentes econômicos, agindo racionalmente de acordo com o conjunto de informações disponíveis no final do período anterior, procuram maximizar o bem-estar social, minimizando uma função Z , representada pela esperança matemática do quadrado dos desvios do produto real efetivo em relação ao produto potencial. Deste modo,

$$Z = E[(\log Y - \log Y_0)^2] \quad (4.7)$$

As derivações de $\log Y$ e $\log Y_0$ rendem:

$$\log Y = \eta \delta \{[(1 - \gamma)\varepsilon + \gamma\mu]/[1 + \eta\delta(1 - \gamma)]\} + \mu + \eta \log \delta^{14} \quad (4.8)$$

$$\log Y_0 = \eta \delta \mu [\omega / (\omega + \eta)] + \mu + \eta \log \delta \quad (4.9)$$

Subtraindo (4.9) de (4.8), elevando o resultado ao quadrado e aplicando o operador E_{t-1} , obtêm-se a função

$$Z = \eta^2 \delta^2 \{V_\mu [\gamma / (1 + \eta\delta(1 - \gamma)) - \omega / (\omega + \eta)]^2 + V_\varepsilon [(1 - \gamma) / (1 + \eta\delta(1 - \gamma))]^2\} \quad (4.10)$$

Para deduzir o grau ótimo de indexação, basta derivar a expressão anterior em relação ao indexador γ e igualar o resultado a zero, o que rende:

$$\gamma_0 = \theta + (1 - \theta)[\omega / (\omega + \eta)] \quad (4.11)$$

onde $\theta = V_\varepsilon / \{[\eta^2(1 + \omega) / (\omega + \eta)]V_\mu + V_\varepsilon\}$, de onde se conclui que quanto maior a V_ε , dado V_μ (choques monetários dominantes), mais o indexador ótimo aproxima-se da unidade, e quanto maior V_μ , dado V_ε (choques reais dominantes), mais o indexador ótimo aproxima-se de zero.

Da expressão contida na equação (4.11) conclui-se, ainda, que, numa economia sujeita tanto a choques de natureza nominal quanto real, o grau ótimo de indexação é um número positivo entre zero e a unidade.

Assim, é possível argumentar que, mesmo diante de choques monetários antecipados, devido à existência de distúrbios reais, a política monetária sistemática pode ser utilizada como mecanismo de estabilização a curto prazo.

4.3 O contra-ataque novo-clássico

¹⁴ O parâmetro de indexação é $\gamma = (\log W - \log W^*) / (\log P - \log P^*)$, onde W e P representam o salário nominal e o nível de preços, respectivamente, enquanto que as mesmas variáveis com asterisco, apelidadas pela autora de "equivalentes certeza", representam os seus valores de equilíbrio esperados.

Na linha de Gray (*idem*), Fischer constrói um modelo de contrato salarial com dois períodos onde, fazendo uso do mecanismo de indexação, demonstra que através do ajuste da política monetária ao ambiente econômico, por parte do Banco Central, possibilita-se a sua utilização, mesmo antecipada, como mecanismo de estabilização do produto.¹⁵

Barro (1977, pp. 101-115), analisando as conclusões contidas nos modelos de Gray e Fischer, daqui para frente chamados, simplesmente, de modelos Gray-Fischer, pondera que as mesmas são uma decorrência natural da regra de determinação do emprego, unicamente, ao longo da curva de demanda por mão-de-obra.

As conclusões de Barro são apresentadas como segue. A oferta agregada é dada por:

$$\log Y = A + \delta \log L + \mu \quad (4.12)$$

onde **Y** representa o nível do produto real efetivo, δ é a elasticidade do produto com relação ao fator trabalho e μ é um distúrbio aleatório, serialmente não correlacionado, com média zero e variância finita.

A curva de demanda por mão-de-obra é dada por:

$$\log L^d = B - \eta \log w + \eta \mu, \quad \eta = 1/(1 - \delta) \quad \text{e} \quad w = W/P \quad (4.13)$$

onde L^d representa a demanda por mão-de-obra, **W** é o salário nominal e **P** é o nível de preços e $B = \eta [A + \log(\delta)]$.

A oferta de mão-de-obra é função crescente do salário real, de sorte que:

$$\log L^s = \beta \log w \quad (4.14)$$

onde L^s é a oferta de mão-de-obra e $\beta > 0$ é a elasticidade da mesma com relação ao salário real.

A demanda por saldos reais (M^d/P), dada pela equação quantitativa, representando a demanda agregada, tem elasticidade unitária com respeito à renda e depende de um termo estocástico v_1 (o logaritmo do movimento não antecipado da velocidade de circulação da moeda), com média zero e variância finita.

Deste modo,

$$\log M - \log P = C + \log Y + v_1 \quad (4.15)$$

onde **M** representa o estoque nominal de moeda e **C** é uma constante.

O logaritmo do estoque de moeda ($\log M$) difere do seu valor esperado ($\log \bar{M}$), por um termo estocástico v_2 (o logaritmo do movimento não antecipado do estoque de moeda), com média zero e variância finita.

Assim,

¹⁵ Ironicamente, a capacidade de realizar contratos de longo prazo, que deveria tornar os mercados mais estáveis, em Fischer é utilizado como fator de instabilização dos mesmos.

$$\log M = \log \bar{M} + v_2 \quad (4.16)$$

Substituindo (4.16) em (4.15) e rearranjando, obtém-se:

$$\log P = -C + \log \bar{M} - \log Y + v \quad (4.17)$$

onde $v = v_2 - v_1$, tem média zero e variância finita.

Nos modelos Gray-Fischer os contratos salariais são estipulados antes das realizações dos choques μ e v e o emprego é determinado após as realizações dos mesmos, de acordo com a regra $L = L^d$, isto é, o emprego é completamente demanda-determinado. Tendo-se isso em mente, a determinação do salário real que, por sua vez, leva à determinação do nível de emprego e deste à determinação do nível de produção, nos conduz às seguintes relações:

$$\log w = \mu - (1 - \delta) v \quad (4.18)$$

$$\log L = v \quad (4.19)$$

$$\log Y = -\log \delta + \delta v + \mu \quad (4.20)$$

Isso possibilita a adoção da política monetária, mesmo antecipada, como um mecanismo de estabilização do produto.¹⁶

No entanto, se a regra de determinação do emprego seguir uma orientação do tipo $L = L^s = L^d$, pode-se demonstrar que o salário real e o nível de emprego, mesmo após as realização dos choques, independem da política monetária. Para isto, basta igualar (4.13) e (4.14), supondo $A = -\log(\delta)$, de modo que:

$$\log w^* = \mu / [1 + \beta (1 - \delta)] \quad (4.21)$$

$$\log L^* = \beta \mu / [1 + \beta (1 - \delta)] \quad (4.22)$$

onde $\log w^*$ e $\log L^*$ representam os logaritmos dos valores de equilíbrio do salário real e do emprego.

Desta forma, Barro (*idem*) conclui que as prescrições dos modelos Gray-Fischer, longe de serem consequência do grau de indexação salarial, decorrem, apenas, da regra de determinação do emprego ao longo da curva de demanda por mão-de-obra.

Além disso, segundo Barro, estes modelos são meras tentativas de compatibilizarem o modelo keynesiano com a perspectiva novo-clássica.

4.4 A extensão de Simonsen aos modelos Gray-Fischer

¹⁶ Os resultados das equações (4.18) a (4.20) dependem de algumas simplificações: $A = -\log(\delta)$, de forma que $B = 0$; admitindo-se $W = 1$, então $\log W = 0$ e, portanto, $\log w = -\log P$; além disso, fazendo-se $C = \log \bar{M} - A$, então $\log P = -\delta \log L - \mu + v$.

Seria interessante verificar a veracidade da afirmativa de Barro (*ibidem*), contida no último parágrafo da seção anterior.

Nesse caso, utiliza-se uma extensão de sabor keynesiano aos modelos Gray-Fischer, formulado em Simonsen (1983), onde a caracterização da demanda agregada pela equação quantitativa é substituída por um jogo de equações que representa o esquema IS/LM.

Para isso, basta tomar o modelo representado pelas equações de números (3.38) a (3.42) da terceira seção do capítulo anterior, modificando a equação (3.39) para:

$$w_t = w^* + \gamma p \quad (4.23)$$

A equação de oferta agregada, após substituir a regra de formação dos salários dada pela equação (4.23) acima, torna-se:

$$y_t = a_t + b(1 - \gamma)p_t - bw^* + \mu_t \quad (4.24)$$

onde y_t é o produto real efetivo.

O produto real esperado é dado por:

$$\hat{y}_t = a_t + b(1 - \gamma)E_{t-1}p_t - bw^* \quad (4.25)$$

pois $E_{t-1} \mu_t = 0$.

Subtraindo, membro a membro, (4.25) de (4.24) tem-se:

$$h_t = b(1 - \gamma)(1 - E_{t-1})p_t + \mu_t \quad (4.26)$$

onde $h_t = y_t - \hat{y}_t$ é o hiato do produto.

Neste ponto, uma modificação é introduzida para descrever, diferentemente dos modelos Gray-Fischer, a demanda agregada pelo conjunto de relações contidas no modelo IS/LM. Assim,

$$y_t = C - D[r_t - E_{t-1}(p_{t+1} - p_t)] + \varepsilon_{1t} \quad (4.27)$$

$$E_{t-1}m_t - p_t + G + \varepsilon_{2t} = Fy_t - Br_t \quad (4.28)$$

onde as letras maiúsculas representam constantes, m_t e r_t indicam, respectivamente, os logaritmos da oferta de moeda e da taxa nominal de juros e onde ε_{1t} e ε_{2t} são, respectivamente, um choque real de demanda e um choque monetário.

Eliminando-se a taxa nominal de juros entre as equações (4.27) e (4.28) obtém-se:

$$E_{t-1}m_t - p_t + V + \varepsilon_t = Ay_t - BE_{t-1}(p_{t+1} - p_t) \quad (4.29)$$

onde $A = F + B/D$, $V = G + (B/D)C$, e $\varepsilon_t = \varepsilon_{2t} + (B/D) \varepsilon_{1t}$.

Aplicando-se o operador $(I - E_{t-1})$ à equação (4.29) vem:

$$(I - E_{t-1}) \varepsilon_t = A(I - E_{t-1})y_t + (I - E_{t-1})p_t \quad (4.30)$$

$$\text{pois } (I - E_{t-1})E_{t-1} = 0.$$

Fazendo o mesmo com a equação (4.24) obtém-se:

$$(I - E_{t-1})y_t = b(1 - \gamma)(I - E_{t-1})p_t + (I - E_{t-1})\mu_t \quad (4.31)$$

Substituindo (4.31) em (4.30), após rearranjar, obtém-se

$$(I - E_{t-1})p_t = (I - E_{t-1})(\varepsilon_t - A\mu_t)/[1 + Ab(1 - \gamma)] \quad (4.32)$$

Substituindo-se (4.32) em (4.31), obtém-se:

$$(I - E_{t-1})y_t = (I - E_{t-1})[b(1 - \gamma)\varepsilon_t - \mu_t]/[1 + Ab(1 - \gamma)] \quad (4.33)$$

de onde se conclui que tanto a política monetária (de qualquer natureza) quanto os choques reais afetam o produto.

Observe-se que fazendo $A = 1$, volta-se, em essência, à formulação de Gray (*ibidem*), desenvolvida no capítulo 2. Deste modo, como sugeriu Barro (1977), os modelos Gray-Fischer são tentativas de compatibilização entre o modelo keynesiano e a perspectiva novo-clássica.

4.5 A neutralidade da indexação salarial: o modelo de Liviatan

Com a disseminação das conclusões contidas em Barro (*idem*), nas quais a eficácia da política monetária independe do grau de indexação salarial, prosperou a busca de formalização da idéia, o que culminou na construção de alguns teoremas de neutralidade, contexto no qual se insere o modelo desenvolvido em Liviatan (1983).

Embora, nesse estudo, seja derivado um indexador ótimo (equilíbrio), este difere substancialmente daquele desenvolvido em Gray (1978), onde o indexador ótimo é aquele que minimiza a variância do produto real efetivo em relação ao seu potencial, enquanto que em Liviatan esse indexador é tal que cada firma, individualmente, maximiza uma função utilidade esperada, restringida por um nível (máximo) de utilidade esperada pelo trabalhador individual. Como conseqüência, não existe um único grau de indexação, de onde se conclui que o grau ótimo de indexação é indeterminado, uma possibilidade já admitida em Gray (*idem*). O mais importante, contudo, em Liviatan, é que como a indexação é considerada um fenômeno inerente ao próprio mercado, uma mudança no seu grau deve gerar forças capazes de neutralizá-la.

O modelo é desenvolvido no contexto de um mercado onde são negociados apenas títulos (indexados e não indexados) e, portanto, inexistente um mercado acionário —

posteriormente, suaviza-se essa restrição impondo-se, apenas, que cada trabalhador somente transacione títulos com seu empregador. O autor conclui, então, que apesar de existir um grau de indexação de equilíbrio, este é indeterminado, dependendo da oferta e demanda por títulos.

O modelo é apresentado como segue. Considere-se uma economia onde as firmas produzem um único bem, utilizando como único fator variável a mão-de-obra e onde a quantidade da mesma é decidida no início do período, isto é, antes das incertezas se materializarem.

Nessa economia, os únicos títulos negociáveis são os indexados (B_1^0) e não indexados (B_N^0).

A produção e o consumo acontecem no fim do período, após a realização das incertezas.

Os salários a serem pagos no fim de cada período podem ser considerados como um desembolso das firmas no resgate de títulos (não negociáveis) por elas emitidos e possuídos pelos trabalhadores (denotemos estes títulos por B^w).

Embora não negociáveis, estes títulos são equivalentes a títulos negociáveis, porque os trabalhadores podem adquiri-los com a garantia dos seus salários.

A função de produção, para cada firma, é dada por:

$$y_i(s) = \phi_i(s)q_i(n_{ij}, L_{ij}) \quad (4.34)$$

com $i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, J$, e onde n_{ij} denota o número de trabalhadores do tipo j empregados pela firma do tipo i ; L_{ij} denota o número de horas trabalhadas por unidade de mão-de-obra; q_i é uma função de produção de curto prazo e $\phi_i(s)$ é um distúrbio aleatório que muda de acordo com o estado da natureza s .

O salário real de cada trabalhador (w_{ij}) é dado por um salário nominal base (W), mais uma compensação decorrente da variação do nível geral de preços ($W \frac{P_0}{P} [P(1/P_0)-1]$), de sorte que o salário real do trabalhador j da firma i , no estado da natureza s , é dado por

$$\bar{\pi}_{ij}(s) = W_{ij}[\gamma_{ij} \pi + (1 - \gamma_{ij}) \pi(s)] \quad (4.35)$$

$$\text{onde } \pi = 1/P \text{ e } \bar{\pi} = E(\pi) = 1/P_0$$

O parâmetro de indexação γ_{ij} é variável de trabalhador para trabalhador e, portanto, de firma para firma, com $0 < \gamma_{ij} < 1$ de sorte que, se $\gamma_{ij} = 1$, o salário real independe da taxa de inflação. Se, por outro lado, $\gamma_{ij} = 0$, o salário real é inversamente proporcional à taxa de inflação.

Se a mão-de-obra é o único fator variável de produção, então o lucro da firma i , no estado da natureza s , é dado por:

$$R_i(s) = \phi_i(s)q_i - \sum_j n_{ij} L_{ij} W_{ij} [\gamma_{ij} \pi + (1 - \gamma_{ij}) \pi(s)] \quad (4.36)$$

Como os trabalhadores podem utilizar seus salários como garantia na aquisição de títulos negociáveis e estes são divididos em títulos indexados (B_1^0) e não indexados (B_N^0), então, do ponto de vista das firmas, os títulos não negociáveis (B^w) podem

ser considerados como quantidades negativas de títulos negociáveis (indexados e não indexados), de sorte que:

$$B_{ii}^w = - 1/(1+r) \sum_j n_{ij} L_{ij} W_{ij} \bar{\pi} \quad (4.37)$$

$$B_{Ni}^w = - 1/(1+i) \sum_j n_{ij} L_{ij} W_{ij} (1 - \gamma_{ij}) \quad (4.38)$$

onde B_{ii}^w e B_{Ni}^w denotam os títulos não negociáveis indexados e não indexados, respectivamente; r é a taxa real de juros associada à remuneração dos títulos indexados e i é a taxa nominal de juros associada à remuneração dos títulos não indexados.

Por outro lado, para o trabalhador individual, os títulos não negociáveis constituem receita, o que, em termos de títulos negociáveis rende:

$$B_{ii}^w = 1/(1+r) L_{ij} W_{ij} \gamma_{ij} \bar{\pi} \quad (4.39)$$

$$B_{Nij}^w = 1/(1+i) L_{ij} W_{ij} (1 - \gamma_{ij}) \quad (4.40)$$

de forma que, considerando as firmas individualmente:

$$B_{ii}^w + \sum_j n_{ij} B_{ij}^w = 0 \quad (4.41)$$

$$B_{Ni}^w + \sum_j n_{ij} B_{Nij}^w = 0 \quad (4.42)$$

Como não existe um mercado acionário, a firma deve investir parte dos seus recursos em títulos negociáveis, indexados e não indexados, de modo que sua renda, no estado da natureza s é dado por

$$Y_i(s) = \phi_i(s) q_i + Q_{ii}(1+r) + Q_{Ni}(1+i) \pi(s) \quad (4.43)$$

$$\text{onde } Q_{ii} = B_{ii}^w + B_{ii}^o \text{ e } Q_{Ni} = B_{Ni}^o + B_{Ni}^o$$

Se a firma possui uma dotação inicial em títulos negociáveis $b_i (= B_{ii}^o + B_{Ni}^o)$ para fazer frente às suas obrigações salariais $w_i (= B_{ii}^w + B_{Nij}^w)$, de forma que:

$$Q_{Ni} = b_i + w_i - Q_{ii} \quad (4.44)$$

então podemos voltar a descrever sua renda, no estado da natureza s , como

$$Y_i(s) = \phi_i(s) q_i + Q_{ii}(1+r) + (b_i + w_i - Q_{ii})(1+i) \pi(s) \quad (4.45)$$

Como o trabalhador individual pode aplicar parte dos seus recursos em títulos negociáveis, sua renda, no estado da natureza s , pode ser expressa por:

$$Y_{ij}(s) = Q_{ij}(1+r) + Q_{Nij}(1+i) \pi(s) \quad (4.46)$$

Se admitirmos que o trabalhador j , da firma i , possua uma dotação inicial (b_{ij}) formada por títulos negociáveis indexados, de forma que $b_{ij} = B_{ij}^o + B_{Nij}^o$, de sorte que:

$$Q_{Nij} = b_{ij} + w_{ij} - Q_{lij} \quad (4.47)$$

então podemos voltar a escrever sua renda como:

$$Y_{ij}(s) = Q_{lij}(1+r) + (b_{ij} + w_{ij} - Q_{lij})(1+i) \pi(s) \quad (4.48)$$

Além disso, por (4.39) e (4.40), o salário real do trabalhador individual (w_{ij}) é, em termos de títulos não negociáveis (indexados e não indexados)

$$w_{ij} = B_{lij}^w + B_{Nij}^w \quad (4.49)$$

e, em termos do seu valor atual esperado,

$$w_{ij} = L_{ij} W_{ij} \{ [\gamma_{ij} \bar{\pi} / (1+r)] + [(1 - \gamma_{ij}) / (1+i)] \} = L_{ij} X_{ij} \quad (4.50)$$

onde X_{ij} é o valor atual esperado da taxa de salário real.

Dado este conjunto de restrições, um contrato eficiente para a firma i deve ser tal que maximize uma função utilidade esperada, garantindo um nível máximo de satisfação a cada trabalhador individual, o que em forma algébrica significa:

$$\max EU_i[Y_i(s)] \text{ s. a. } EU_i[Y_{ij}(s), L_{ij}] = U_j^0 \quad (4.51)$$

onde $U_{iY} > 0$, $U_{jY} > 0$ e $U_{jL} < 0$

Como $w_i = \sum_j n_{ij} w_{ij}$, tal problema de maximização sugere, como variável de decisão, n_{ij} , L_{ij} e X_{ij} (por (4.50)); Q_{li} e Q_{lij} (por (4.45) e (4.48)). Q_{Ni} e Q_{Nij} saem por resíduo em (4.44) e (4.47).¹⁷ Denotando por asterisco os valores ótimos das variáveis, um contrato eficiente resulta nas seguintes condições:

$$Q_{lij}^* = L_{ij}^* W_{ij} \gamma_{ij} \bar{\pi} [1/(1+r)] + B_{ij}^0 \quad (4.52)$$

$$Q_{li}^* = - \sum_j n_{ij}^* L_{ij}^* W_{ij} \gamma_{ij} \bar{\pi} [1/(1+r)] + B_{li}^0 \quad (4.53)$$

$$Q_{Nij}^* = L_{ij}^* W_{ij} (1 - \gamma_{ij}) [1/(1+i)] + B_{Nij} \quad (4.54)$$

$$Q_{Ni}^* = - \sum_j n_{ij}^* L_{ij}^* W_{ij} (1 - \gamma_{ij}) [1/(1+i)] + B_{Ni}^* \quad (4.55)$$

$$X_{ij}^* = W_{ij} [(\gamma_{ij} \bar{\pi} / (1+r)) + (1 - \gamma_{ij}) / (1+i)] \quad (4.56)$$

As relações acima são insuficientes para determinar-se, conjuntamente, W_{ij} e γ_{ij} . No entanto, pela equação (4.56), pode-se determinar $\Delta \gamma_{ij}$ e ΔW_{ij} , de sorte que $\Delta X_{ij} = 0$. Diferenciando-se (4.56) e igualando o resultado a zero, vem:

$$W_{ij} = -\{[(1+i) \bar{\pi} - (1+r)] / [(1+i) \gamma_{ij} \bar{\pi} + (1 - \gamma_{ij})(1+r)]\} \Delta \gamma_{ij} \quad (4.57)$$

¹⁷ As taxas de juros real (r) e nominal (i) são determinadas, lembrando que as condições de equilíbrio nos mercados de títulos indexados e não indexados impõem $\sum_i B_{li}^0 + \sum_{ij} n_{ij} B_{lij}^0 = 0$ e $\sum_i B_{Ni}^0 + \sum_{ij} n_{ij} B_{Nij}^0 = 0$.

onde que $W_{ij} = 1$

Como é possível que uma variação no parâmetro de indexação altere o valor $W_{ij}\gamma_{ij}$, é necessário, para manter (4.52), que B_{lij}^0 seja alterado de ΔB_{lij}^0 e, para manter (4.53), que B_{li}^0 sofra uma variação de ΔB_{li}^0 . Como $\Delta B_{li}^0 + \sum_j n_{ij} \Delta B_{lij}^0 = 0$, o mercado de títulos indexados, por conta da firma i , deve permanecer equilibrado. Um raciocínio similar pode ser desenvolvido para o mercado de títulos não indexados, de forma que (4.54) e (4.55) se mantêm, diante de uma variação do parâmetro de indexação.

Claro que a manutenção dessas relações depende do sinal de $\Delta W_{ij}/\Delta \gamma_{ij}$ que, por sua vez, depende do sinal do seu numerador. Se os títulos não indexados carregam um prêmio de risco (decorrente da inflação) sobre os títulos indexados, o que é intuitivo, então $\Delta W_{ij}/\Delta \gamma_{ij} < 0$.

Ora, se $\Delta W_{ij}/\Delta \gamma_{ij} < 0$, um aumento no grau de indexação ($\Delta \gamma_{ij}$) implica aumento da demanda de títulos indexados e aumento da oferta de títulos não indexados por parte da firma i , enquanto leva a um aumento da oferta de títulos indexados e aumento da demanda de títulos não indexados por parte do trabalhador j . Isso significa que, a nível da firma individual, ocorre uma proteção total contra variações no grau de indexação salarial da economia.

Como, além disso, para a economia como um todo:

$$\sum_i B_{li}^0 + \sum_{ij} n_{ij} B_{lij}^0 = 0 \quad (4.58)$$

$$\sum_i B_{Ni}^0 + \sum_{ij} n_{ij} B_{Nij}^0 = 0 \quad (4.59)$$

e, em equilíbrio geral,

$$\sum_i Q_{li}^* + \sum_{ij} Q_{lij}^* = 0 \quad (4.60)$$

$$\sum_i Q_{Ni}^* + \sum_{ij} Q_{Nij}^* = 0 \quad (4.61)$$

assegura-se que o desempenho da economia independe do grau de indexação dos salários.

No entanto, a existência de um mercado perfeito para títulos não é essencial à neutralidade da indexação salarial. Para garanti-la, basta impor que cada trabalhador só efetue transações em títulos com seu empregador.

Sejam A_{lij} e A_{Nij} os resgates líquidos de títulos negociáveis indexados e não indexados, respectivamente, da firma i , em mãos do trabalhador j . A renda do trabalhador j e da firma i , no estado da natureza s , pode ser expressa por:

$$Y_{ij}(s) = Z_{lij} + Z_{Nij}(s) \quad (4.62)$$

$$Y_i(s) = q_i(s) - \sum_j n_{ij} Z_{lij} - \sum_j n_{ij} Z_{Nij}(s) \quad (4.63)$$

$$\text{onde } Z_{lij} = L_{ij} W_{ij} + A_{lij} \text{ e } Z_{Nij} = L_{ij} W_{ij} (1 - \gamma_{ij}) + A_{Nij}.$$

Como um contrato eficiente deve determinar os valores de equilíbrio de Z_{lij} e Z_{Nij} , para anular o efeito de uma mudança no grau de indexação, basta uma alteração apropriada em A_{lij} e A_{Nij} , mesmo quando W_{ij} seja mantido constante, o que assegura a invariância do produto em relação a mudanças no parâmetro de indexação.

5. VARIÂNCIA DE PREÇOS RELATIVOS NO BRASIL

5.1 Antecedentes

Segundo a macroeconomia novo-clássica, no que se refere à inflação, somente sua componente não antecipada exerce efeitos sobre a distribuição dos preços relativos e, portanto, sobre o produto real e o emprego. Em outras palavras, se a inflação é perfeitamente antecipada, não há porque esperar quaisquer efeitos reais dela decorrentes [Lucas (1973, pp. 326-334), Barro (1976a; 1976b e 1978), Cukierman (1984 e 1979) e outros]. De fato, agentes racionais devem agir de modo a otimizar suas funções-objetivo, alterando os seus argumentos à medida que percebam mudanças no meio ambiente econômico.

Todavia, características individuais de cada mercado, consubstanciadas em parâmetros estruturais tais como as elasticidades de oferta e procura, impõem diferentes capacidades de reação dos agentes econômicos aos estímulos da economia e, por isso, uma crescente variância das variáveis nominais deve implicar dificuldades para os agentes econômicos, individualmente, reagirem de forma apropriada aos estímulos reais [Barro (1976a)].

Assim, um modelo que pretenda explicar os efeitos da variância da taxa de inflação sobre os preços relativos deve levar em consideração essas distorções.

5.2 Inflação e variabilidade dos preços relativos: o teste de Parks

Um modelo que capte os efeitos da antecipação e da surpresa inflacionárias sobre a estrutura dos preços relativos, como foi sugerido antes, deve incorporar fatores que imponham respostas diferenciadas dos mercados aos estímulos de natureza nominal. Parks desenvolve um teste com essas características.

Este teste, apesar de embutir fatores que devem caracterizar respostas diferenciadas por parte dos agentes econômicos, exige expectativas inflacionárias idênticas em todos os mercados e, além disso, potencialmente, infere relação causal entre a flutuação da taxa de inflação e a flutuação dos preços relativos. A imposição de expectativas idênticas, no entanto, não parece caracterizar um problema intrinsecamente. Afinal, o comportamento individual dos agentes econômicos deve refletir o da economia como um todo. A possibilidade de inferência de relação causal, entretanto, implica algumas restrições ao uso do modelo. Com efeito, como nota Cukierman (1984), "numa estrutura onde tanto a variância das mudanças no nível geral de preços quanto a variância das mudanças de preços relativos são determinadas endogenamente, a questão a respeito da direção da causalidade entre as variâncias é ambígua. Se, por exemplo, ambas as variâncias crescem em decorrência da taxa (exógena) de variação da renda nominal, não se pode concluir que a variância das mudanças no nível geral de preços cause a variância das mudanças de preços relativos ou vice-versa" [Cukierman (1984, p. 444)].

Contudo, não está no escopo deste trabalho explicitar qualquer relação de causalidade, mas tão-somente testar a validade da proposição de que, no que concerne à inflação, apenas a sua componente não esperada (surpresa inflacionária) tem efeitos reais.

Seja, então, P_{it} o preço da i -ésima mercadoria da economia, no período t . Computando a diferença logarítmica entre os períodos t e $t-1$, tem-se a taxa de crescimento do i -ésimo preço

$$DP_{it} = \text{LNP}_{it} - \text{LNP}_{it-1} \quad (5.1)$$

Assim, a taxa de crescimento do nível geral de preços é dada por:

$$DP_t = \sum_i w_{it} DP_{it} \quad (5.2)$$

onde $w_{it} \geq 0$, para todo i e $\sum_i w_{it} = 1$.

Uma medida do grau de mudança do i -ésimo preço relativo entre os períodos t e $t-1$ é sugerida pela soma ponderada dos quadrados dos desvios da variação de cada preço individual (DP_{it}) em relação à sua média (DP_t), de sorte que:

$$VP_t = \sum_i w_{it} (DP_{it} - DP_t)^2 \quad (5.3)$$

onde VP_t é a variância dos preços relativos e $(DP_{it} - DP_t)$ representa a sua taxa de variação (a diferença logarítmica do preço relativo P_{it}/P_t).

Como:

$$\sum_i w_{it} (DP_{it} - DP_t) = 0 \quad (5.4)$$

a relação contida na equação (5.3) representa o grau de não-proporcionalidade dos movimentos dos preços individuais.

Como desejamos verificar os efeitos reais da não antecipação inflacionária sobre a i -ésima mercadoria, necessitamos especificar um modelo que capte as rigidezes antes referidas.

Seja LNQ_{it} o logaritmo da quantidade ofertada da i -ésima mercadoria no período t , representado por:

$$LNQ_{it} = a_i + b_i \ln(P_{it}/P_t^*) + g_{it} + q_i \quad (5.5)$$

onde a_i representa o intercepto da função, b_i é a sua elasticidade de oferta com relação à variação real esperada em seu preço, g_{it} representa a expansão do produto no período, P_t^* denota a antecipação do nível geral de preços e q_i é um termo estocástico, com média zero e variância finita.

Por sua vez, representemos a equação de demanda pela função, homogênea de grau zero,

$$LNQ_{it} = e_{ii} \ln P_{it} + e_{io} \ln Y_t + h_i \quad (5.6)$$

onde e_{ii} é a elasticidade preço da demanda da mercadoria, Y_t denota a renda real, e_{io} é a elasticidade renda da demanda e h_i é um termo estocástico, também com média zero e variância finita.

Reescrevendo as equações (5.5) e (5.6) em diferenças logarítmicas, tem-se:

$$DQ_{it} = b_i (DP_{it} - EDP_t) + g_i \quad (5.7)$$

$$DQ_{it} = e_{ii} DP_{it} + e_{io} DY_t \quad (5.8)$$

onde $EDP_t = DP_t^*$

Como, pela condição de homogeneidade,

$$e_{ii} + e_{io} = 0 \quad (5.9)$$

após ligeiro algebrismo, a equação (5.8) se transforma em:

$$DQ_{it} = e_{ii}(DP_{it} - DY_t) \quad (5.10)$$

Assumindo-se a usual condição de equilíbrio em cada mercado, deduzem-se as formas reduzidas

$$DP_{it} = 1/(b_i - e_{ii})[-e_{ii}DY_t + b_iEDP_t - g_i] \quad (5.11)$$

$$DQ_{it} = 1/(b_i - e_{ii})[-b_i e_{ii}DY_t + b_i e_{ii}EDP_t - e_{ii}g_i] \quad (5.12)$$

Aceitando, como de praxe, $e_{ii} < 0$ e $b_i > 0$, o modelo traduz as prescrições da microeconomia, de maneira que o crescimento real da renda deve resultar em crescimento no preço e na produção da i -ésima mercadoria; quanto maior a taxa esperada de inflação, maior será o preço de equilíbrio e menor será a quantidade demandada. Por sua vez, as variações na produtividade (g_i) deverão afetar diretamente a quantidade demandada e inversamente o preço de equilíbrio.

Dada a equação (5.11), para calcularmos a variação do i -ésimo preço relativo, basta subtrairmos DP_t de ambos os lados da mesma, de sorte que:

$$DP_{it} - DP_t = 1/(b_i - e_{ii})[-e_{ii}DY_t + b_iEDP_t - g_i] - DP_t \quad (5.13)$$

que, após ligeiro rearranjo, rende

$$DP_{it} - DP_t = 1/(b_i - e_{ii})[-e_{ii}(DY_t - DP_t) - b_i(DP_t - EDP_t) - g_i] \quad (5.14)$$

A dedução da equação (5.14) nos permite apresentar (5.3) em função dos parâmetros básicos de oferta e procura (que aqui são os termos que envolvem a sensibilidade do preço relativo a variações na renda real e na surpresa inflacionária).

Assim, introduzindo a equação (5.14) em (5.3), e resolvendo, temos:

$$VP_t = A_0 + A_1(DY_t - DP_t)^2 + A_2(DP_t - EDP_t)^2 + A_3(DY_t - DY_t)(DP_t - EDP_t) + A_4(DY_t - DP_t) + A_5(DP_t - EDP_t) \quad (5.15)$$

onde:

$$A_0 = \sum_i w_i g_i^2 / (b_i - e_{ii})^2$$

$$A_1 = \sum_i w_i e_{ii}^2 / (b_i - e_{ii})^2$$

$$A_2 = \sum_i w_i b_i^2 / (b_i - e_{ii})^2$$

$$A_3 = 2 \sum_i w_i b_i e_{ii} / (b_i - e_{ii})^2$$

$$A_4 = 2 \sum_i w_i g_i e_{ii} / (b_i - e_{ii})^2$$

$$A_5 = 2 \sum_i w_i g_i b_i / (b_i - e_{ii})^2$$

Os coeficientes A_0 , A_1 e A_2 devem ser positivos por envolverem, unicamente, termos quadrados e positivos. O coeficiente A_3 deve ser negativo, uma vez que $b_i > 0$ e $e_{ii} < 0$. No entanto, não se pode precisar os sinais de A_4 e A_5 , que dependem da taxa de crescimento da produtividade g_i . Se g_i for positivo, A_4 será negativo e A_5 será positivo. Um fato a ser notado é que se $g_i > 0$, tanto a surpresa inflacionária linear como o seu quadrado devem influenciar positivamente a variância dos

preços relativos. Em contrapartida, $A_4 < 0$ sugere uma diminuição da variância dos preços relativos associada ao crescimento da renda real na forma linear.

5.3 As expectativas inflacionárias

Para o modelo ser completo, faz-se necessário ser especificada uma hipótese de formação de expectativas.

De acordo com a hipótese de expectativas racionais, da qual faz uso a macroeconomia novo-clássica, as expectativas inflacionárias devem ser geradas de um modelo consistente com a sua perspectiva, de forma a justificar o aprendizado dos agentes econômicos com os erros passados. Deste modo, o cálculo das expectativas inflacionárias não pode ser consequência de resultados *ad hoc*, como, por exemplo, aquele que afirma que a inflação se comporta como um passeio aleatório.¹⁸

Em Barro (1976b e 1978) é formulado um modelo com essas características, onde são discutidos o conceito de crescimento monetário não antecipado (surpresa monetária) e a hipótese de que apenas essa componente da variação do estoque de moeda influencia as variáveis reais, com a equação de crescimento monetário sendo dada por:

$$DM_t = f(DM_{t-1}, DM_{t-2}, FEDV_t, UN_{t-1}) + e_{1t} \quad (5.16)$$

onde $f'(DM_{t-i}) > 0$, ($i = 1, 2$); $f'(FEDV_t) > 0$ e $f'(UN_{t-1}) > 0$ e onde $DM_t = (\ln M_t - \ln M_{t-1})$ é o crescimento médio anual do estoque de moeda, no conceito M_1 , $FEDV_t = [\ln FED_t - (\ln FED_t)^*]$, mede a diferença entre as despesas reais, efetiva e esperada, do governo federal, no período t , UN_{t-1} é a taxa de desemprego defasada em um período, enquanto e_{1t} é um termo estocástico com média zero e variância finita.

Na equação de crescimento monetário (5.16), os valores defasados de DM tentam captar os efeitos da persistência da regra de política monetária, $FEDV$ capta o motivo fiscal para a expansão do estoque de moeda, enquanto que o valor defasado da taxa de desemprego (UN_{t-1}) tenta captar um possível esquema anticíclico na condução da política monetária *vis-à-vis* o crescimento do nível de desemprego.

A partir da equação de crescimento monetário, Barro calcula o resíduo $DRM_t = (DM_t - DM_t^e)$ e o caracteriza como a surpresa monetária que entra na estimação da equação do produto, da seguinte forma:

$$\ln Y_t = g(DRM_t, DRM_{t-1}, DRM_{t-2}, DRM_{t-3}, t) + u_t \quad (5.17)$$

onde $g'(DRM_{t-i}) > 0$, $i = 0, 1, 2$; e $g'(t) > 0$ e onde DRM_t e seus valores defasados caracterizam o impacto dos choques monetários sobre o estoque de capital produtivo, t é uma variável de tendência que procura captar a taxa de crescimento do produto potencial, e u_t é um termo aleatório, com média zero e variância finita.

A equação de preços é derivada de uma equação de demanda por saldos reais, do tipo:

¹⁸ Parks (*idem*) utiliza um passeio aleatório como equação da inflação, dado pela relação $DP_t = u + DP_{t-1} + \mu_t$ onde μ_t é um termo estocástico, com média zero.

$$\text{LNM}_t - \text{LNP}_t = h(\text{LN}X_t, r_t, t) + e_{2t} \quad (5.18)$$

onde $h'(\text{LN}X) > 0$; $h'(r) < 0$ e $h'(t) > 0$ e onde \mathbf{M} representa o estoque nominal de moeda, \mathbf{P} o nível geral de preços, \mathbf{X} é uma medida da despesa real (privada e governamental) pertinente à demanda por moeda, r é a taxa nominal de juros, t é uma variável que procura captar as inovações financeiras da economia no período, enquanto e_{2t} é um termo aleatório, com média zero e variância finita.

A despesa real pertinente à demanda por moeda (X) é relacionada linearmente ao produto real (Y), para um dado valor da despesa real do governo (G), de sorte que para um dado valor do produto real (Y), um aumento das despesas reais do governo (G) — dado que o estoque monetário nas mãos do governo é excluído da definição de moeda — deve reduzir o volume da despesa real pertinente à demanda por moeda (X). Sendo assim, pode-se representar:

$$X = c(Y - dG), \quad c > 0, \quad 0 < d < 1 \quad (5.19)$$

Assim, podemos representar a equação de preços como:

$$\text{LNP}_t = a_0 + a_1 \text{LNM}_t - a_2 [f(\text{DRM}_t, \text{DRM}_{t-1}, \text{DRM}_{t-2}, \text{DRM}_{t-3})] + a_3 \text{LNG}_t + a_4 r_t + a_5 t + e_{3t} \quad (5.20)$$

onde a_0 incorpora o efeito da constante d ; $a_1, a_2, a_3, a_4 > 0$; $a_5 > 0$; e onde e_{3t} tem média zero e variância finita.

5.4 A estimação de uma equação de inflação para o Brasil: 1974 a 1985

Utilizando estatísticas de médias móveis trimestrais do estoque de moeda, conceito M_1 , no período que vai de janeiro de 1974 a dezembro de 1985, estimou-se uma equação da forma sugerida em (5.16), com adaptações para algumas variáveis, decorrentes de problemas na obtenção de dados estatísticos. Em primeiro lugar, em vez de utilizarmos a variável FEDV, como em Barro (*idem*), optou-se por uma variável fiscal (VARFIS) representando a taxa de crescimento nominal da dívida pública fora do Banco Central (DIPUB, no Quadro 1 do Anexo Estatístico), representando o descompasso entre os gastos efetivos e esperados do governo.¹⁹ Além disso, como para o período estudado não se dispõe de estatísticas de desemprego, utilizou-se como *proxy* o nível de emprego na indústria paulista, de onde se derivou uma variável de emprego defasada (LNEMPR_{t-1}). Com isso em mente, procedeu-se à estimação de DM_t , com relação às variáveis DM_{t-1} , DM_{t-2} , VARFIS_t e LNEMPR_{t-1} , onde constata-se que, apresentada dessa forma, apenas os dois primeiros valores defasados de DM têm poder explicativo sobre essa variável (ver Anexo Estatístico, Quadro 2), significando que nem o crescimento da dívida pública, tampouco o nível de emprego detém qualquer poder explicativo sobre o crescimento monetário no período, o que nos parece excessivamente restritivo.

Assim, testou-se uma formulação alternativa para o crescimento monetário nominal, onde utilizou-se como variável dependente o logaritmo do estoque de moeda (LNM_t) e, como variáveis explicativas, seus valores defasados em um e dois períodos (LNM_{t-1} e LNM_{t-2}), além da variação da dívida pública fora do Banco Central (VARFIS_t) e do logaritmo do nível de emprego na indústria paulista

¹⁹ Supõe-se que o excesso de gastos seja financiado por uma combinação de impostos e emissão de moeda.

defasado em um período (LNM_{t-1}), com o melhor ajustamento sendo dado por (os valores entre parênteses representam as estatísticas t)

$$LNM_t = 1,0812WM_tDEF + 0,0741VARFIS_t - 0,0621LNM_{t-1}$$

$$(117,414) \quad (2,705) \quad (-6,274)$$

$$R^2 = 0,999; R^2(\text{Ajustado}) = 0,999; DW = 1,89 \text{ e } F = 23.506,18$$

onde $WM_tDEF = 0,6LNM_{t-1} + 0,4LNM_{t-2}$ e a possibilidade de correlação serial é descartada pelo valor da estatística "h", de Durbin, de 0,367.

Esse resultado corrobora, amplamente, os sinais esperados para as variáveis explicativas. De fato, como esperado, a oferta de moeda se adapta aos seus movimentos passados, o excesso de gastos é, pelo menos no seu significado estatístico, expansionista, enquanto que o sinal da variável emprego justifica a política monetária como anticíclica.

De posse da equação ajustada para o estoque de moeda, deduz-se a surpresa monetária ($RM_t = LNM_t - LNM_t$) e com ela compõe-se uma variável combinada $WRM_t (= 0,8RM_t + 0,6[RM_{t-1} + RM_{t-2} + RM_{t-3}])$, com a qual estima-se uma equação para o logaritmo natural do PIB real trimestral dessazonalizado ($LNPIB$), com observações que vão de janeiro de 1974 a dezembro de 1985, obtidas em Contador (1987), semelhante àquela sugerida no modelo original de Barro, conforme resultado abaixo, onde os valores entre parênteses remetem às estatísticas t

$$LNPIB_t = 4,3875 + 0,3064WRM_t + 0,0057t$$

$$(88,972) \quad (2,094) \quad (4,025)$$

$$R^2 = 0,926; R^2(\text{Ajustado}) = 0,919; DW = 1,73 \text{ e } F = 149,14,$$

Para estimar a equação de preços, procedemos a algumas adaptações. Em primeiro lugar, no que se refere à variável despesa real pertinente à demanda por moeda (X na equação 5.18), observou-se que o parâmetro d , por ser uma constante, em nada deve afetar o ajustamento de P_t . Portanto, em nossa formulação,

$$X = Y - G$$

Em segundo lugar, para evitar possíveis problemas de correlação serial, utilizou-se como instrumento para a taxa de juros, representada pela remuneração líquida do *overnight* ($OVERLIQ$, no Quadro 1 do Anexo Estatístico), a taxa de juros defasada em um período (r_{t-1}). Finalmente, diferentemente de Barro (1978, pp. 549-580), estimou-se uma equação para a taxa de inflação, representada pela diferença logarítmica entre P_t e P_{t-1} ($DP_t = LNP_t - LNP_{t-1}$), de modo que

$$DP_t = f(DM_t, WRM_t, DG_t, r_{t-1}, t) + e_{4t} \quad (5.21)$$

onde $DM_t = LNM_t - LNM_{t-1}$ é a taxa de crescimento da oferta de moeda, WRM é a mesma variável utilizada para a estimação de $LNPIB_t$, $DG_t = LNG_t - LNG_{t-1}$ é a taxa de crescimento dos gastos do governo, r é a taxa nominal de juros, t é o tempo, enquanto e_{4t} é um termo estocástico, com média zero e variância finita.

Essa formulação, por sua vez, sugere a possibilidade da ocorrência de correlação serial (negativa) de primeira ordem. Entretanto, é consenso de que na economia brasileira a taxa de inflação atual depende fortemente da de inflação do período anterior, em decorrência da correção monetária. Assim, introduzimos a taxa de

inflação defasada de um período (DP_{t-1}) como variável explicativa na equação (5.21).²⁰ Com essa perspectiva em mente e com observações trimestrais sobre o IPA-OG, no período que vai de janeiro de 1974 a dezembro de 1985, estimou-se uma equação para DP_t , cujo melhor ajustamento é (ver Quadro 4, Anexo Estatístico)

$$DP_t = 0,4511W_{RM}_t + 0,3724DP_{t-1} + 0,7384r_{t-1}$$

(2,598) (2,366) (4,124)

$$R^2 = 0,810; R^2(\text{Ajustado}) = 0,800; DW = 1,95 \text{ e } F = 81,12$$

onde os valores entre parênteses referem-se às estatísticas "t".²¹

O teste anterior, apesar de sua significância estatística, apresenta uma surpresa. Lembremos que a variável W_{RM}_t , na estimação da equação do produto, aparece, consistentemente, com sinal positivo, sugerindo que os seus efeitos sobre a produção decorrem da sua ação sobre o estoque de capital produtivo, o que provoca alterações na produtividade, justificando um sinal negativo para o coeficiente dessa variável na equação de inflação. Todavia, como se nota na estimação acima, a taxa de inflação apresenta-se positivamente relacionada com a surpresa monetária, sugerindo que, no período estudado, os preços no Brasil independem de alterações de produtividade. Isto parece refletir o fato de que esses preços independem do comportamento do mercado, sendo determinados, apenas, administrativamente.

5.5 O comportamento dos preços relativos no Brasil: 1974 a 1985

Observe-se que o IPA-OG oferece a facilidade computacional para o cálculo das ponderações por ser uma combinação linear de dois outros índices (o IPA-Agricultura e o IPA-Indústria). Assim, a variância dos preços relativos (VP_t) pode ser apresentada como

$$VP_t = W_1(DP_{AGR_t} - DP_t)^2 + W_2(DP_{IND_t} - DP_t)^2 \quad (5.22)$$

onde VP é a variância dos preços relativos, DP_{AGR} é a variação no IPA-Agricultura, DP_{IND} é a variação no IPA-Indústria, enquanto W_1 e W_2 são, respectivamente, os pesos do IPA-Agricultura e do IPA-Indústria no IPA-OG.

Assim, utilizando o resultado da equação ajustada para DP_t para o cálculo da surpresa inflacionária ($DP_t - EDP_t$), onde $EDP_t = DP_t$, procedeu-se à estimação da equação representada em (5.15), levando-se em consideração as estimativas do PIB real trimestral dessazonalizado, conforme consta de Contador (*idem*). Por tal ajustamento,

$$VP_t = 0,0006 + 0,2203(DPIB_t - DP_t)^2 + 0,1643(DP_t - EDP_t)^2$$

(3,083) (1,063) (3,239)

$$- 0,1235(DPIB_t - DP_t)DP_t - EDP_t - 0,0197(DPIB_t - DP_t) + 0,0065(DP_t - EDP_t)$$

(-0,610) (-2,476) (1,506)

²⁰ A introdução de DP_{t-1} como variável explicativa na equação de DP_t pode, do ponto de vista formal, gerar alguma controvérsia por sugerir que, nessa forma, a equação de preços não é semelhante à equação original desenvolvida em Barro (1976b e 1978). No entanto, se lembrarmos que, no Brasil, os gastos correntes respondem fortemente ao nível de preços passado (em decorrência da correção monetária da dívida pública interna), não parece ser pecado introduzir LNP_{t-1} como variável na função representada pela equação (5.20).

²¹ O teste alternativo de Durbin, para autocorrelação, foi utilizado com resultados estatisticamente insignificantes.

$$R^2 = 0,502; R^2(\text{Ajustado}) = 0,431; DW = 1,99 \text{ e } F = 7,06$$

onde os valores entre parênteses representam as estatísticas "t".²²

A equação de regressão, portanto, expõe resultados satisfatórios. Com efeito, todos os coeficientes têm os sinais previstos, além do que o quadrado da surpresa inflacionária, que é a variável mais importante no teste, é estatisticamente significativa.

Adicionalmente, a fim de testar se a inflação antecipada exerce efeitos sobre a variância dos preços relativos, resolvemos retestar o modelo, incluindo a expectativa inflacionária tanto na sua forma linear (EDP_t), quanto o seu quadrado (EDP_t^2), inicialmente em separado e, posteriormente, em conjunto. Suas estatísticas "t" resultaram em -0,404 e 0,535, respectivamente, quando incluídas em conjunto. Por outro lado, quando incluídas de forma individual e na ordem anterior, as estatísticas "t" resultaram em 0,895 e 0,965, respectivamente, sugerindo que a antecipação da taxa de inflação não exerce efeitos significativos sobre a variância dos preços relativos. Além disso, os sinais anteriormente previstos se mantêm e a variável mais importante $[(DP_t - EDP_t)^2]$ permanece estatisticamente significativa (ver Quadro 5, Anexo Estatístico).

Uma possível crítica ao teste é sugerida pela não inclusão de variáveis que incorporem aspectos de uma economia aberta. De fato, no caso de um país com um setor externo relevante, espera-se que, pelo menos em parte, o comportamento dos preços de seus produtos seja determinado pelo comportamento dos preços dos produtos comercializados internacionalmente ou por outras variáveis relacionadas com o resto do mundo.

De acordo com essa perspectiva, num país com uma economia aberta, quanto maior for a proporção de produtos importados consumidos internamente, maior será a importância dos preços externos na evolução dos preços relativos. Assim, se os preços internacionais se apresentam estáveis, é de se esperar que a variância dos preços relativos desse país seja compatível com essa perspectiva.

No entanto, esse não parece ser o caso do Brasil no período em estudo. De todo modo, é consenso que, nesse período, a economia brasileira, em que pesem os gastos com importação de petróleo e com o serviço da dívida externa, apresenta-se razoavelmente fechada ao comércio internacional.

Com isso em mente, estima-se uma equação, emprestada de Bléjer (1984), similar àquela sugerida em (5.15), na forma:

$$VP_t = A_0 + A_1(DPIB_t - DP_t)^2 + A_2(DP_t - EDP_t)^2 + A_3(DE_t - DP_t)^2 \quad (5.24)$$

onde DE representa a variação cambial (calculada por diferenças logarítmicas) e onde os termos remanescentes são incorporados pela constante (A_0).

A estimativa desta equação, com observações trimestrais de janeiro de 1977 a dezembro de 1985, rende:

²² Note-se que na nossa discussão o R^2 é, apenas, uma estatística descritiva, sugerindo um ajustamento pobre entre VP_t e as variáveis explicativas, não caracterizando o modelo como insatisfatório. De fato, em estudos de cross section um baixo valor para R^2 pode ocorrer mesmo quando o modelo seja satisfatório. A esse respeito, ver Pindyck e Rubinfeld (1981, pp. 63 e 64).

$$VP_t = 0,0007 - 0,2139(DPIB_t - DP_t)^2 + 0,1500(DP_t - EDP_t)^2 + 0,0310(DE_t - DP_t)^2$$

(2,968) (-1,083) (3,214) (0,631)

$$R^2 = 0,399; R^2(\text{Ajustado}) = 0,341; DW = 1,94 \text{ e } F = 6,87$$

onde os valores entre parênteses referem-se às estatísticas t .

Uma estimativa alternativa, incorporando na constante somente os termos cruzados, rende

$$VP_t = 0,0006 + 0,2154(DPIB_t - DP_t)^2 + 0,1895(DP_t - EDP_t)^2$$

(2,595) (0,763) (3,541)

$$- 0,0038(DE_t - DP_t)^2 - 0,0193(DPIB_t - DP_t)$$

(-0,071) (-1,998)

$$+ 0,0067(DP_t - EDP_t) + 0,0030(DE_t - DP_t)$$

(1,247) (0,911)

$$R^2 = 0,504; R^2(\text{Ajustado}) = 0,397, DW = 2,07 \text{ e } F = 4,73$$

onde os valores entre parênteses representam as estatísticas t .

Os dois resultados confirmam as suspeitas antes colocadas. De fato, em ambos os testes a variação real do câmbio é estatisticamente insignificante na explicação da variância dos preços relativos, sugerindo que os preços dos produtos importados em nada afetam o comportamento dos preços dos bens produzidos no Brasil, o que não é surpreendente, uma vez que a política cambial brasileira tem sido conduzida, basicamente, para promover as exportações, não refletindo os movimentos internacionais de preços. Além disso, os testes continuam sugerindo que apenas a surpresa inflacionária detém algum poder explicativo sobre a variância dos preços relativos. Com efeito, como pode-se observar no Quadro 6, do Anexo Estatístico, uma repetição do último teste com a inclusão da inflação antecipada como variável explicativa, tanto na sua forma linear como quadrada, conduz às mesmas conclusões que os testes anteriores.

6. CONCLUSÃO

Na década de 60 os economistas keynesianos pareciam ter constatado, empiricamente, o seu ponto de vista. Afinal, de 1961 a 1966 conseguiu-se criar sete milhões de novos empregos, aumentar os lucros em um terço e eliminar um hiato do produto da ordem de cinquenta bilhões de dólares nos Estados Unidos [Klamer (1988)].

Aparentemente, esse fato tinha uma contrapartida teórica sólida, fornecida pelo arcabouço consubstanciado no esquema IS/LM, que consistia em ilustrar a eficácia da política fiscal.

No final da década de 50, com a descoberta da curva de Phillips, que estabelecia uma relação inversa estável entre inflação e desemprego, os economistas keynesianos parecem ter conquistado mais uma ferramenta poderosa para o seu arsenal analítico. Efetivamente, agora podiam ampliar o seu leque de análise, já que podiam introduzir nos seus modelos diagnósticos acerca do mercado de trabalho.

Para justificar a relação inversa estável entre inflação e desemprego, esse grupo de economistas continuava, contudo, a recorrer à idéia de desequilíbrio, supondo que um excesso de procura por mão-de-obra seria responsável pela elevação dos salários nominais e dos preços. No entanto, não foram capazes de explicar, de maneira convincente, porque, com esse excesso de demanda por mão-de-obra, ainda assim, havia desemprego. A explicação consistia,

unicamente, no argumento de que nesse mercado o ajuste acontecia de modo lento, em função dos custos de contratação e de treinamento de mão-de-obra.

É nesse contexto que são publicados os artigos de Friedman e Phelps. Nesses artigos, ficou constatado que o problema crucial sugerido pela curva de Phillips não estava no dilema inflação *versus* desemprego, mas na inflação acima das expectativas e desemprego. Além disso, de quebra, Friedman e Phelps conseguiram explicar por que as economias crescem rapidamente nos primeiros momentos da inflação e por que o combate à mesma exige, em algum grau, um período de recessão.

Entretanto, Friedman, ao sugerir a solução do problema, recorreu à suposição de que os agentes econômicos revisassem suas expectativas no que se refere à taxa de inflação baseando-se, apenas, na experiência passada — uma premissa inaceitável, por sugerir que os agentes econômicos pudessem ser submetidos a erros sistemáticos.

É esse o *caldo de cultura* em que se desenvolve o *embrião* da macroeconomia novo-clássica, que consiste, em última análise, em afirmar que o governo deve abster-se da formulação de políticas de estabilização, uma vez que alterações sistemáticas de variáveis de política econômica não exercem efeito algum sobre as variáveis reais.

Inicialmente, a análise novo-clássica restringiu-se aos aspectos que associavam as flutuações do produto às flutuações monetárias. De fato, os trabalhos iniciais de Lucas e outros analisavam as questões relativas ao produto e ao emprego sob a perspectiva de um conjunto de informações incompleto, disponível aos agentes econômicos. Esses trabalhos concluíam pela incapacidade de o governo estabilizar o produto e o emprego através de políticas sistemáticas. Nesse sentido, é elucidativa a conclusão de Sargent e Wallace (1975, pp. 241-254): a política monetária sistemática é irrelevante na determinação do nível de produto e de emprego, porque é incapaz de gerar surpresas. Todavia, os movimentos inesperados da oferta de moeda são capazes de alterá-los, porque os indivíduos estão mais atentos aos seus próprios preços do que ao nível geral de preços e, por isso, tendem a confundir movimentos agregados com movimentos dos seus mercados individuais e, assim, alteram a produção dos seus bens.

Contudo, como nota Barro (1992), investigações adicionais colocam em dúvida essa perspectiva. Em primeiro lugar, porque não há razão para supor que essa defasagem informacional seja muito importante. Afinal, os indivíduos têm acesso a meios de comunicação que, a custos bastante reduzidos, podem fornecer esclarecimentos confiáveis acerca dessas defasagens. Além disso, a relação entre a surpresa monetária e o produto somente é clara com agregados monetários amplos.²³

Com a redução da ênfase em modelos monetários do ciclo econômico, a abordagem novo-clássica direcionou-se para a análise que assume as flutuações econômicas como decorrentes de mudanças tecnológicas e do gosto dos indivíduos. Com efeito, mudanças tecnológicas levam a mudanças nos preços relativos e, nesse contexto, os indivíduos, agindo racionalmente, alteram a sua oferta de trabalho e o seu consumo. Esses modelos, apelidados de modelos de ciclo real, explicam as recessões pelo regresso tecnológico, assumindo que qualquer correlação positiva entre moeda e produto surge porque a resposta do produto aos agregados monetários é endógena [Barro (1992, p. 7)].

Um outro tipo de abordagem novo-clássica evidencia a volta dos modelos de crescimento econômico às agendas de pesquisa. Estes modelos destacam, consistentemente com a teoria do ciclo real, o papel da tecnologia e das preferências individuais, além de um papel relevante para as políticas de governo. Dois grupos de pesquisa se inserem nesse tipo de abordagem. Um primeiro grupo busca determinar a taxa de crescimento econômico de longo prazo pela evolução da produtividade e pela preferência dos indivíduos. Um segundo destaca os efeitos-transbordamento que envolvem a criação de conhecimento. Nesse último

²³ Segundo Rocha (1991, p. 6), os resultados desfavoráveis dessa linha de pesquisa decorrem de erros de especificação da regra monetária. Com efeito, como conclui o autor para o Brasil de 1968 a 1985, quando bem especificadas, "regras monetárias mantiveram o setor real dicotomizado do setor monetário da economia."

caso, mesmo que numa firma individual a produção esteja sujeita a retornos decrescentes, os avanços em técnica e informação deverão beneficiar outras firmas e, portanto, os retornos num nível social podem, até mesmo, ser crescentes, com o mesmo se aplicando à acumulação de capital humano (*idem*, p. 10).

Ao tempo em que a macroeconomia novo-clássica tentava explicar as flutuações econômicas dentro de um contexto de equilíbrio, um grupo de economistas, denominados novos-keynesianos, tentavam corrigir as falhas que originaram a quebra do consenso observado na década de 60, a saber, uma falha de natureza empírica, caracterizada pela incompatibilidade entre os fatos do início da década de 70 e as prescrições da análise IS/LM, aliada à relação contida na curva de Phillips tradicional, e uma falha teórica, caracterizada pela brecha entre a prática da macroeconomia e os princípios microeconômicos.

Esses fatos levaram esses economistas a rever o velho modelo, buscando dotá-lo de firmes fundamentos microeconômicos. Dois tipos de vertentes de pesquisa caracterizam bem esse esforço. Um primeiro tipo é caracterizado por pesquisas que tentam explicar as flutuações do ciclo econômico, a partir da existência de contratos de longo prazo com salários nominais rígidos. O arrazoado desse tipo de abordagem se consubstancia na afirmação de que o mercado de trabalho não se ajusta por causa dos contratos que especificam os salários nominais a serem pagos ao longo da duração dos mesmos. Uma extensão dessa abordagem embute, na análise, a indexação de salários e mostra que, se o grau de indexação salarial é um número positivo entre zero e a unidade, a política monetária, mesmo sistemática, pode ser utilizada como ferramenta capaz de levar à estabilização do produto. É a negação da irrelevância da política monetária sintetizada em Sargent e Wallace (*idem*). Conquanto o argumento pareça forte, algumas críticas que evidenciam sua deficiência microeconômica mostram que o mesmo não subsiste. Em primeiro lugar, se os salários nominais contratados são responsáveis pelas flutuações do produto e do emprego, por que trabalhadores e firmas estabelecem tais contratos? Em outras palavras, serão os contratos — que do ponto de vista do agente individual, tende a otimizar as perspectivas — capazes de provocar tais flutuações no produto? Numa outra linha de crítica, observa-se que a conclusão pela capacidade de a política monetária sistemática afetar o produto decorre, apenas, da hipótese de que o nível de emprego é sempre determinado do lado da demanda do mercado de mão-de-obra [Barro (1977, pp. 101-115)].

Sendo esses fatos incontestáveis, os economistas novos-keynesianos abandonaram a abordagem que explicava as flutuações do ciclo econômico pelos problemas do mercado de trabalho, passando a analisá-los sob a ótica do mercado de bens, caracterizando a chamada análise de *menu* de custos, sugerindo que essas flutuações decorrem da necessidade de recursos requeridos para revisão dos preços por parte das firmas.

Porém, como nota mais uma vez Barro (1992), os modelos novo-clássicos com informação imperfeita foram criticados por explicarem as fortes recessões com base nas defasagens de informação. Nesse caso, é menos crível que as flutuações do produto decorram da incapacidade de os agentes incorrerem nos custos necessários à mudança dos seus preços.

De qualquer modo, embora a discussão atual em macroeconomia tenha ultrapassado a fronteira de modelos com informação imperfeita, como, da nossa ótica, a investigação científica independe do fenômeno 'moda', pareceu-nos razoável conduzir um teste simples para o Brasil, com observações trimestrais de janeiro de 1974 a dezembro de 1985, relacionando a variância dos preços relativos à evolução da renda real e a uma medida da surpresa inflacionária, onde a inflação trimestral é dada pela diferença logarítmica do IPA-OG.

Ressalte-se que, neste teste, as expectativas inflacionárias foram estimadas de um modelo que simula a perspectiva de agentes racionais otimizadores, concluindo pela independência entre a variância dos preços relativos e a inflação perfeitamente antecipada, um resultado compatível com o que é postulado em Lucas.

Adicionalmente, vez que uma economia aberta deve ter os seus preços influenciados pelos movimentos de preços internacionais, retesta-se o modelo, adicionando-se ao mesmo uma medida da evolução trimestral da taxa real de câmbio brasileira, entre janeiro de 1977 e dezembro de 1985, cujos resultados corroboram amplamente os testes anteriores no que concerne à surpresa inflacionária e à inflação perfeitamente antecipada, e onde constata-se que os movimentos internacionais de preços não afetam a distribuição dos preços relativos no Brasil, um resultado em nada surpreendente, considerando que a política cambial brasileira tem sido incessantemente conduzida no sentido da busca de superávits comerciais com o exterior.

ANEXO ESTATÍSTICO

QUADRO 1

Dados Trimestrais Brutos da Economia Brasileira: 1974 a 1985

OBS	CÂMBIO	DIPUB	EMPREGO	GASTO	IPAAGR	IPAIND	IPAOG	M1	OVERLIQ	PIB
1974.1	NA	33,6400	136,0000	3,7500	0,0414	0,0730	0,0605	90,0000	103,8200	68,5500
2	NA	37,3600	137,0000	5,5900	0,0471	0,0804	0,0676	97,2100	107,9800	69,4800
3	NA	40,5500	136,0000	6,3900	0,0462	0,0852	0,0695	101,8600	112,3600	71,6300
4	NA	45,1100	134,0000	8,5700	0,0483	0,0906	0,0734	110,9300	117,2700	70,3900
1975.1	NA	50,2000	136,0000	6,1400	0,0505	0,0959	0,0773	116,2300	122,3300	71,1200
2	NA	61,6100	136,0000	7,4800	0,0522	0,1033	0,0821	126,2200	128,0100	73,7400
3	NA	71,0400	137,0000	8,5300	0,0605	0,1083	0,0895	134,3500	134,2800	74,0900
4	NA	78,0000	138,0000	9,6300	0,0646	0,1163	0,0959	153,4400	142,9000	74,2500
1976.1	NA	91,9000	144,0000	10,7000	0,0737	0,1267	0,1060	165,3500	153,8500	79,4600
2	NA	110,4000	146,0000	13,9200	0,0830	0,1376	0,1165	183,1100	166,8600	79,8300
3	NA	127,6400	148,0000	12,8600	0,1005	0,1533	0,1330	192,4300	183,2000	77,6400
4	NA	137,4000	145,0000	17,7800	0,1079	0,1634	0,1420	216,5800	201,7000	81,4800
1977.1	0,1412	149,7400	146,0000	15,4300	0,1264	0,1790	0,1591	228,0000	222,2500	83,3200
2	0,1521	165,3200	144,0000	21,1300	0,1369	0,1962	0,1738	250,1500	240,7600	84,7900
3	0,1629	189,3300	146,0000	18,8500	0,1314	0,2079	0,1786	265,1000	263,8000	83,1200
4	0,1718	201,5700	146,0000	25,2100	0,1448	0,2213	0,1922	299,0100	286,2900	84,5900
1978.1	0,1819	217,4000	148,0000	22,8400	0,1625	0,2411	0,2113	319,5400	314,3800	85,8300
2	0,1933	253,6900	151,0000	27,9100	0,1920	0,2595	0,2340	347,9100	342,3000	85,4700
3	0,2063	286,5000	152,0000	28,6800	0,2039	0,2836	0,2536	371,5000	376,1300	88,6900
4	0,2209	306,8800	151,0000	35,3500	0,2137	0,3096	0,2737	419,1600	419,1300	89,7500
1979.1	0,2435	328,6700	155,0000	31,3300	0,2457	0,3490	0,3104	453,6900	466,9500	91,9400
2	0,2725	365,5100	156,0000	42,4900	0,2771	0,3841	0,3440	502,5700	511,5300	91,1400
3	0,3030	418,7500	157,0000	39,4900	0,3235	0,4660	0,4127	551,4500	552,9700	92,8200
4	0,3773	415,9400	156,0000	55,8700	0,3857	0,5539	0,4911	666,8100	597,5500	94,9700
1980.1	0,4996	434,0400	159,0000	58,1900	0,4638	0,6494	0,5802	755,8000	652,8700	100,2500
2	0,5530	483,0000	161,0000	76,1400	0,5511	0,7965	0,7050	890,9800	695,7600	99,2200
3	0,6072	557,4100	162,0000	101,9300	0,7059	0,9638	0,8683	981,3800	765,3000	100,1100
4	0,6807	613,5400	160,0000	169,5400	0,9184	1,1647	1,0737	1176,1700	874,5100	100,6900
1981.1	0,7859	779,9100	155,0000	129,9900	1,1007	1,4233	1,3102	1269,1700	1013,7100	98,3700
2	0,9312	1149,9500	146,0000	164,7100	1,2682	1,6915	1,5354	1440,0500	1173,1100	95,9900
3	1,1069	1561,7600	140,0000	191,2900	1,4118	2,0009	1,7751	1556,9399	1385,2300	96,1900
4	1,3107	2079,9700	139,0000	266,9900	1,5554	2,3310	2,0454	1942,7400	1655,2200	93,9600
1982.1	1,5304	2674,0701	140,0000	238,8000	1,8426	2,8054	2,4501	2175,8401	1969,2800	94,1800
2	1,7780	3492,6201	141,0000	319,1800	2,2254	3,4449	2,9864	2529,8999	2349,2100	97,3800
3	2,1051	4259,1499	140,0000	393,2700	2,3929	4,0225	3,4097	2741,9900	2876,4700	97,1500
4	2,5570	4968,9199	135,0000	585,8300	2,9672	4,6413	4,0263	3498,0801	3630,7400	96,7200
1983.1	3,6234	5302,3301	130,0000	653,6700	4,1158	5,7552	5,1649	4085,6799	4538,2002	94,5400
2	5,2824	6208,6699	126,0000	681,0000	5,8866	7,5229	6,9484	4968,4199	6232,8599	94,4000
3	7,0858	7929,6699	124,0000	762,6700	9,5956	10,5410	10,2018	5687,5298	8197,1699	93,4400
4	9,6292	9234,6699	121,0000	1678,6700	12,9457	13,9652	13,6206	7170,6699	10643,8203	91,1500
1984.1	12,6614	11524,3301	120,0000	1950,0000	18,2340	18,4415	18,3597	8552,1201	14278,4297	94,1700
2	16,8101	16660,0000	122,0000	1895,3300	23,8813	24,4031	24,2588	10554,5801	18685,0898	96,1400
3	22,2527	27755,0000	124,0000	2635,3301	30,1747	33,8095	32,6769	13253,1797	25098,9707	98,2100
4	30,3282	47405,0000	126,0000	4774,6699	42,7854	46,5370	45,3798	19042,0703	33898,8281	99,6700
1985.1	41,7668	69647,6563	129,0000	5201,0000	56,8318	66,6495	63,6226	24962,8496	47152,0195	97,6600
2	58,0766	111641,7031	130,0000	6377,6699	76,6930	78,7582	78,1216	33776,1016	64189,6992	102,2900
3	75,4542	169697,2969	134,0000	10785,6699	109,1888	105,1415	106,4055	46017,8789	82509,9063	109,1300
4	100,0000	236643,7031	137,0000	18038,6699	157,2864	149,4508	151,8503	72584,9219	110464,7031	111,6300

Fontes: Boletim do Banco Central e Boletim da Macrométrica (diversos números)

QUADRO 2**Regressão DM_t para o Brasil: 1974.1 a 1985.4**

Variável	Resultado 1	Resultado 2	Resultado 3
Constante	0,5389 (1,054)	-	-
DM_{t-1}	0,2025 (1,492)	0,2474 (1,918)	0,2629 (2,516)
DM_{t-2}	0,7994 (5,906)	0,8277 (6,230)	0,8396 (7,703)
$VARFIS_t$	-0,0080 (-0,454)	-0,0077 (-0,436)	-
$LNEMPR_{t-1}$	-0,1074 (-1,058)	-0,0005 (-0,148)	-
R^2	0,743	0,736	0,734
$R^2(\text{Ajust.})$	0,717	0,717	0,728
DW	1,77	1,78	1,79
F	28,92	38,08	118,88

Nota: Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t".

QUADRO 3

Regressão LNM_t para o Brasil: 1974.1 a 1985.4

Variável	Resultado1	Resultado2	Resultado3	Resultado 4
Constante-	-0,3218 (-0,621)	-	-0,5104 (-0,796)	-
LNM_{t-1}	0,7440 (4,637)	0,7428 (4,665)	-	-
LNM_{t-2}	0,3340 (1,987)	0,3321 (1,990)	-	-
WM_tDEF	-	-	1,0859 (98,954)	1,0812 (117,414)
$VARFIS_t$	0,0736 (3,001)	0,0692 (2,970)	0,0803 (2,811)	0,0741 (2,705)
$LNEMPR_{t-1}$	0,0047 (0,047)	-0,0567 (-5,854)	0,0354 (0,288)	-0,0621 (-6,274)
R^2	0,999	0,999	0,999	0,999
$R^2(Ajust.)$	0,999	0,999	0,999	0,999
DW	1,72	1,72	1,90	1,89
F	17807,51	24095,60	17472,02	23506,18

Notas: 1) Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t".

2) $WM_tDEF=0,6LN(M_{t-1})+0,4LN(M_{t-2})$.

QUADRO 4**Regressão DP_t para o Brasil: 1974.1 a 1985.4**

Variável	Resultado 1	Resultado 2
Constante	-0,0066 (-0,407)	-
DM_t	-0,0004 (-0,003)	-
WRM_t	0,4837 (2,425)	0,4511 (2,598)
DP_{t-1}	0,2541 (1,429)	0,3724 (2,366)
DG_t	-0,0595 (-1,686)	-
r_{t-1}	0,4260 (1,838)	0,7384 (4,124)
t	0,0032 (2,205)	-
R^2	0,857	0,810
$R^2(\text{Ajust.})$	0,832	0,800
DW	1,72	1,95
F	33,92	81,12

Nota: Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t".

QUADRO 5

Regressão VP_t para o Brasil: 1974.1 a 1985.4

Variável	Resultado 1	Resultado 2	Resultado 3	Resultado 4
Constante	0,0006 (3,083)	0,0003 (1,122)	0,0005 (2,087)	0,0009 (0,866)
$(DPIB_t - DP_t)^2$	0,2203 (1,063)	0,2000 (0,957)	0,2002 (0,961)	0,2061 (0,974)
$(DP_t - EDP_t)^2$	0,1643 (3,239)	0,1564 (3,031)	0,1541 (2,973)	0,1494 (2,778)
$(DPIB_t - DP_t)(DP_t - EDP_t)$	-0,1235 (-0,610)	-0,1128 (-0,554)	-0,1196 (-0,590)	-0,1423 (-0,668)
$(DPIB_t - DP_t)$	-0,0197 (-2,476)	-0,0190 (-2,378)	-0,0192 (-2,403)	-0,0197 (-2,407)
$(DP_t - EDP_t)$	0,0065 (1,506)	0,0066 (1,519)	0,0070 (1,606)	0,0081 (1,544)
EDP_t	- (0,895)	0,0014 (-0,404)	-	-0,0046
EDP_t^2	-	-	0,0036 (0,965)	0,0142 (0,535)
R^2	0,502	0,514	0,515	0,518
$R^2(\text{Ajustado})$	0,431	0,428	0,430	0,415
DW	1,99	2,04	2,04	2,04
F	7,06	5,98	6,03	5,06

Nota: Os valores entre parênteses referem-se às estatísticas "t".

QUADRO 6

Regressão VP_t para Brasil: 1977.1 a 1985.4

Variável	Resultado 1	Resultado 2	Resultado 3
Constante	0,0007 (2,968)	0,0006 (2,595)	0,0012 (1,071)
$(DPIB_t - DP_t)^2$	-0,2139 (-1,083)	0,2154 (0,763)	0,1354 (0,459)
$(DP_t - EDP_t)^2$	0,1500 (3,214)	0,1895 (3,541)	0,1642 (2,894)
$(DE_t - DP_t)^2$	0,0310 (0,631)	-0,0038 (-0,0071)	0,0117 (0,207)
EDP_t^2	-	-	0,0290 (0,894)
$(DPIB_t - DP_t)$	-	-0,0193 (-1,998)	-0,0192 (-1,928)
$(DP_t - EDP_t)$	-	0,0067 (1,247)	0,0100 (1,609)
$(DE_t - DP_t)$	-	0,0030 (0,911)	0,0047 (1,304)
EDP_t	-	-	-0,0102 (-0,737)
R^2	0,399	0,504	0,538
$R^2(\text{Ajustado})$	0,341	0,397	0,396
DW	1,94	2,07	2,20
F	6,87	4,73	3,78

Nota: Os valores entre parênteses representam as estatísticas "t".

BIBLIOGRAFIA

- ACKLEY, G. The costs of inflation. *The American Economic Review*, v. 68, n. 2, p. 149-154, May 1978.
- BARRO, R. J. Are government bond net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, n. 6, p. 1095-1118, Nov./Dec. 1974.
- _____. Indexation in a rational expectation model. *Journal of Economic Theory*, v. 13, n. 2, p. 229-244, Oct. 1976a.
- _____. Long-term contracting, sticky prices, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 3, n. 3, July 1977.
- _____. *Novos-clássicos e keynesianos, ou os mocinhos e os bandidos*. Brasília: UnB. Dep. de Economia, 1992.
- _____. Rational expectations and the role of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 2, n. 1, Jan. 1976b.
- _____. Unanticipated money growth and unemployment in the United States. *The American Economic Review*, v. 67, n. 2, p. 101-115, Mar. 1977.
- _____. Unanticipated money, output, and the price level in the United States. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 4, p. 549-580, Aug. 1978.
- BLANCHARD, O. J. Price asynchronization and price level inertia. In: DORNBUSCH, R.; SIMONSEN, M. H. (Eds.). *Inflation, debt, and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1983.
- BERG, D. K. H. *The rational expectations revolution in macroeconomics: theories and evidence*. Oxford: Phillip Allan, 1982.
- BLÉJER, Mario I. Anatomia de la inflación: el comportamiento de los precios relativos en Argentina. In: BLÉJER, Mario I. (Ed.) et alii. *Inflación y variabilidad de los precios relativos*. Mexico: CEMLA, 1984.
- BLÉJER, Mario I.; LEIDERMAN, L. Efectos reales de la inflación y de la variabilidad de los precios relativos: evidencia empirica. In: BLÉJER, Mario I. (Ed.) et alii. *Inflación y variabilidad de los precios relativos*. Mexico, CEMLA, 1984.
- BOLETIM DO BANCO CENTRAL DO BRASIL. Vários números.
- BOLETIM MENSAL; macrométrica. Vários números.
- BUITER, W. H. The macroeconomics of Dr. Pangloss: a critical survey of the new classical macroeconomics. *The Economic Journal*, v. 90, n. 357, p. 34-50, Mar. 1980.
- CAVALCANTI, R. O. *Inflação, estagnação e incerteza: teoria e experiência brasileira*. Rio de Janeiro: BNDES, 1990. 14^o Prêmio BNDES de Economia.
- CONTADOR, C. R. *Um modelo macroeconômico trimestral para o Brasil*. Rio de Janeiro: COPPEAD/UFRJ, 1987. (Relatório de Pesquisa, 78)
- CUKIERMAN, A. *Inflation, stagflation, relative prices, and imperfect information*. New York, Cambridge Univ. Press, 1984.
-

-
- _____. The relationship between relative price and the general price level: a suggested interpretation. *The American Economic Review*, v. 69, n. 3, p. 444-447, June 1979.
- CUKIERMAN, A.; WACHTEL, P. Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: theory and evidence. *The American Economic Review*, v. 69, n. 4, p. 595-609, Sept. 1979.
- DANTAS, D. V. *Indexação*. Rio de Janeiro: FGV.EPGE, 1987. (Série Teses, 12)
- FELLNER, W. The controversial issue of comprehensive indexation. In: AMERICAN ENTERPRISE INSTITUTE FOR PUBLIC RESEARCH, Washington. *Essays on inflation and indexation*. Washington, 1974.
- FISCHER, S. Long-term contract, rational expectations, and the optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*, v. 85, n. 1, p. 191-206, Feb. 1977.
- FRIEDMAN, M. Monetary correction. In: AMERICAN ENTERPRISE INSTITUTE FOR PUBLIC RESEARCH, Washington. *Essays on inflation and indexation*. Washington, 1974.
- _____. The role of monetary policy. *The American Economic Review*, v. 58, n. 1, p. 1-17, Mar. 1968.
- GRAY, J. A. On indexation and contract length. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 1, p. 1-18, Feb. 1978.
- _____. Wage indexation: a macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics*, v. 2, n.2, Apr. 1976.
- _____. Wage indexation, incomplete information, and the aggregate supply curve. In: DORNBUSCH, R.; SIMONSEN, M. H. (Eds.). *Inflation, debt, and indexation*. Cambridge, MA: MIT Press, 1983.
- HICKS, J. R. Mr. Keynes and the classics: a suggested interpretation. *Econometrica*, v. 5, n. 1, 1937.
- KLAMER, A. *Conversas com economistas: os novos economistas clássicos e seus opositores falam sobre a atual controvérsia em macroeconomia*. São Paulo: EDUSP;Pioneira, 1988.
- LEVHARI, D. LIVIATAN, N. Government intermediation in the indexed bonds market. *The American Economic Review*, v. 66, n. 2, p. 186-192, May 1976.
- LIVIATAN, N. On equilibrium wage indexation and neutrality of indexation policy. In: ARMELLA, Ed. et alii. *Financial policies and the world capital market: the problem of Latin American countries*. Chicago, IL: Univ. of Chicago Press, 1983.
- LUCAS Jr., R. E. Some international evidence on output-inflation trade-offs. *The American Economic Review*, v. 63, n. 3, p. 326-334, June 1973.
- McCALLUM, B. T. The development of keynesian economics. *The American Economic Review*, v. 77, n. 2, p. 125-129, May 1987.
- MANKIW, N. G. A quick refresher course in macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, v. 28, n. 4, p. 1645-1660, Dec. 1990.
- PARKS, R. W. Inflation and relative price variability. *Journal of Political Economy*, v. 86, n. 1, p. 79-96, Feb. 1978.
-

-
- PHELPS, E. S. Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, v. 34, 1967.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. *Econometric models and economic forecast*. New York: McGraw-Hill, 1981.
- ROCHA, C. H. *Moeda não-antecipada e produto no Brasil: 1968-1985*. Liverpool: University of Liverpool, 1991. *Mimeo*. Programa de PhD.
- SARGENT, T.; WALLACE, N. "Rational expectations", the optimal monetary instrument, and the optimal monetary supply rule. *Journal of Political Economy*, v. 83, n. 2, p. 241-254, Apr. 1975.
- SIMONSEN, M. H. *Dinâmica macroeconômica*. São Paulo: McGraw-Hill, 1983.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro: LTC, 1989.
- VINNING Jr., D. R.; ELWERTOWSKI, T. C. The relationship between relative price and the general price level. *The American Economic Review*, v. 66, n.4, p. 699-708, Sept. 1976.
-