

Inflação e dispersão de preços relativos: qual a direção de causalidade?

Vera Lucia Fava[§]
Denise Cavallini Cyrillo[§]

RESUMO

Este trabalho trata da relação de causalidade entre inflação, dispersão e assimetria da distribuição de preços relativos. Os dados utilizados são os preços de um subconjunto dos insumos que compõem os Índices de Preços de Obras Públicas elaborados pela Fipe. O período analisado estende-se de jan/1977 a dez/1997. Duas abordagens teóricas são testadas: a teoria do *menu costs* e a hipótese de resposta assimétrica dos preços a choques aleatórios. Os resultados não dão suporte à primeira em razão da dupla causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos. A segunda abordagem só não é refutada em um dos subperíodos estudados.

Palavras-chave: inflação, preços relativos, construção civil, causalidade de Granger.

ABSTRACT

This paper focuses on the causality among inflation, relative price variability and skewness in the distribution of price changes. The data used are the prices of a group of inputs that are components of price indices related to the public constructions sector. The period 1977-1997 is considered in the analysis. Two theoretical approaches are tested: the menu costs theory and the asymmetric price response hypothesis. The results do not support the first one because there is evidence of feedback effects. The asymmetric price response hypothesis is not rejected only in period 1977-1985.

Key words: inflation, relative prices, construction industry, Granger causality.

§ Departamento de Economia da FEA/USP.

Recebido em março de 1999. Aceito em julho de 1999.

1 Introdução

A relação entre inflação e dispersão de preços relativos é uma questão que vem sendo discutida há décadas¹ e ainda não existe resposta definitiva para a mesma. O interesse pelo tema está associado à necessidade de melhor compreender o fenômeno inflacionário e suas conseqüências econômicas e sociais.

Grande parte dos trabalhos empíricos já realizados mostrou a existência de relação positiva entre taxa de inflação e dispersão de preços relativos. A maioria desses trabalhos pressupõe que é a taxa de inflação que causa maior dispersão. As explicações teóricas para isso são várias, dentre as quais destaca-se a abordagem do *menu costs* ou custos de ajustamento dos preços (Sheshinski e Weiss, 1977). Há, porém, interpretações que invertem a relação de causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos, como, por exemplo, a decorrente da hipótese de resposta assimétrica dos preços a choques localizados. (Fisher, 1981, 1982)

Fica, então, a pergunta: qual é a direção de causalidade?

O objetivo do presente artigo é testar duas hipóteses: *i*) a inflação causa a dispersão dos preços relativos; *ii*) a assimetria da distribuição dos preços relativos provoca o aumento da inflação. Investigará também, nos dois casos, se há dupla causalidade, ou seja, se existe um processo em que os fenômenos se realimentam.

A literatura internacional correlata às questões aqui tratadas tem estudado, de modo geral, a relação entre inflação e dispersão de preços relativos de bens finais. Todavia, a inflação também está presente, obviamente, nos níveis intermediários da atividade econômica, como é o caso dos insumos que entram na produção dos bens finais, sejam bens de consumo privado, bens de investimento ou infra-estrutura. Nestes últimos, um bom exemplo é o dos insumos que participam de obras públicas. A base empírica do presente artigo é justamente uma série temporal da variação dos preços de uma amostra de insumos de obras públicas.

O período estudado estende-se de janeiro de 1977 a dezembro de 1997, o qual permite uma análise bastante rica tendo em vista que engloba períodos com níveis de inflação

1 Weiss (1993) menciona dois trabalhos que tratam do tema ainda na primeira metade deste século: Mills (1927) e Lange (1932).

muito diferentes, com congelamentos de preços, o período de “urvização”, que teoricamente visava promover o realinhamento dos preços relativos, e a fase recente de estabilidade dos preços.

O artigo está estruturado em três seções, além desta introdução e das considerações finais. A segunda traz um breve resumo das duas abordagens teóricas mencionadas. Na seqüência, apresentam-se a fonte dos dados e os procedimentos econométricos utilizados para testar as hipóteses propostas. Na quarta seção, caracteriza-se a base empírica utilizada para a realização dos testes e apresentam-se os resultados.

2 Abordagens teóricas

De acordo com a abordagem do *menu costs* ou custos de ajustamento dos preços, proposta por Sheshinski e Weiss (1977), a inflação leva à dispersão dos preços relativos.

O argumento é de que os preços nominais não sofrem ajustamentos contínuos no tempo, mesmo que a inflação seja previsível, porque existe um custo acarretado pelo processo de ajustamento. Esse custo está associado, em parte, a atividades menos complexas, relativas à substituição dos preços, tais como emissão de novas tabelas, troca de etiquetas de preços dos produtos, alteração no sistema de computação da empresa quando o controle das vendas é informatizado, etc. Envolve ainda tarefa mais complicada, que é a determinação do novo preço, o que requer a reavaliação da estrutura de custos, a eventual alteração da margem de lucro, etc.

Entre os instantes de tempo em que é feito o ajustamento o preço real do produto varia entre dois limites fixos. A rigor, o preço real tende a se afastar do limite superior, indo em direção ao limite inferior, uma vez que no modelo de Sheshinski e Weiss não está prevista a ocorrência de deflação. Portanto, a relação entre o preço do bem e o nível geral de preços varia ao longo do tempo.

Como os agentes ajustam os preços de seus produtos com diferentes periodicidades e em diferentes magnitudes, a inflação, associada à rigidez dos preços, acaba levando à dispersão dos preços relativos.

Assim, na medida em que as firmas não conseguem manter o preço de seu produto no nível real considerado ótimo, a inflação implica custo para elas.

A validade da abordagem do *menu costs* é questionada por autores como Caplin (1993), pois não se sabe, ao certo, se o custo de ajustamento dos preços é de fato significativo. Como são escassos os trabalhos empíricos a respeito do montante desse custo, a questão permanece em aberto.

Uma forma alternativa de explicação da associação entre inflação e dispersão de preços relativos é dada pela hipótese de resposta assimétrica dos preços, formulada por Fisher (1981, 1982), a partir de Tobin (1972).

Costuma-se atribuir a essa abordagem a idéia de que é a dispersão dos preços relativos que causa inflação. O mecanismo de propagação dos efeitos é descrito a seguir. Quando ocorrem choques aleatórios que têm impacto sobre o sistema de preços alguns agentes respondem mais rapidamente a esses choques, ajustando seus preços. Tal comportamento gera, inicialmente, uma assimetria à direita na distribuição das taxas de variação dos preços dos produtos, pressionando para cima o nível geral de preços. Os demais agentes, que são maioria no mercado, alteram seus preços em momentos posteriores, imitando os **líderes** que já fizeram o ajustamento, o que redundará em aumento da taxa de inflação.

Pelo exposto, a rigor não é a dispersão dos preços relativos e sim sua assimetria que causa inflação. Portanto, o teste correto dessa hipótese deve levar em consideração o terceiro momento da distribuição dos preços relativos, ou seja, o coeficiente de assimetria.

3 Fonte dos dados e procedimentos metodológicos

A fonte dos dados é o banco de preços de insumos de obras públicas da FIPE, cujo objetivo é o cálculo de índices de preços para um conjunto de obras públicas, a saber: edificações gerais, obras de terraplenagem, de pavimentação, de saneamento, entre outras. Esses índices de preços começaram a ser calculados pela FIPE em 1974.

Os preços são coletados mensalmente e, na maior parte dos casos, a coleta é feita por meio de entrevistas *in loco* com uma amostra de informantes (empreiteiras, indústrias, revendedores e varejistas) concentrados na Grande São Paulo. O universo de insumos cujos preços são cotados está, atualmente, em torno de 1750 itens, sendo que o tamanho das séries de preços de cada insumo em particular é variado em virtude das alterações tecnológicas nas obras e de especificação dos próprios insumos que se verificaram ao longo do tempo, determinando a saída do mercado de alguns e o surgimento de outros.

O teste das hipóteses propostas será realizado utilizando uma amostra dos insumos que compõem o banco de dados da FIPE. O critério para a seleção dessa amostra foi a disponibilidade de informações para um período, comum a todos os insumos, o mais longo possível, na medida em que as técnicas econométricas a serem utilizadas demandam um número grande de observações. Com base nesse critério foi possível selecionar 49 insumos cuja série de preços inicia-se em janeiro de 1977 e se estende até dezembro de 1997, ou seja, um período de vinte e um anos, representando 252 observações. Esses anos englobam um período de inflação crescente (de janeiro de 1977 a dezembro de 1985), um período bastante conturbado, quando foi implementada uma série de congelamentos de preços de sucesso temporal reduzido (de janeiro de 1986 a junho de 1994) e, finalmente, o período recente de estabilidade dos preços gerada pela implantação do Plano Real (julho de 1994 a dezembro de 1997).

Para testar a primeira hipótese, se a inflação determina a dispersão dos preços, será estimado o seguinte modelo:

$$DPR_t = \alpha + \beta \pi_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde DPR_t é a medida de dispersão dos preços calculada por $DPR_t = \sum_{i=1}^n (\pi_{it} - \pi_t)^2 / n$

π_{it} é a taxa de variação do preço do insumo i no mês t

π_t é a taxa de inflação no mês t

ε_t é um ruído branco.

Como a estimação do modelo só é válida se suas variáveis forem estacionárias ou cointegrarem, será feita a análise de estacionaridade e de cointegração das séries envolvidas.

A hipótese de resposta assimétrica dos preços pressupõe, inicialmente, que a distribuição das taxas de variação dos preços dos componentes dos índices de obras públicas apresenta assimetria em uma parte dos meses estudados.

O teste de normalidade (Jarque e Bera, 1980) é freqüentemente utilizado em tal situação. Ele se baseia nas seguintes características da distribuição Normal padronizada: coeficiente de assimetria (σ^3) igual a zero e curtose (σ^4) igual a 3. Os estimadores de σ^3 e σ^4 denominados S^3 e S^4 , respectivamente, têm as seguintes distribuições:

$$S^3 \rightarrow N(0; \frac{6}{n})$$

$$S^4 \rightarrow N(3; \frac{24}{n}).$$

A estatística do teste e sua distribuição são dadas por:

$$N = \left(\frac{n}{6}\right)[S^3]^2 + \left(\frac{n}{24}\right)[S^4 - 3]^2 \sim \chi^2_2.$$

Como a eventual rejeição da hipótese de normalidade pode decorrer de problema de excesso de curtose e não de assimetria, é conveniente testar especificamente se a distribuição é simétrica. Nesse caso, a estatística do teste é:

$$A = \left(\frac{n}{6}\right)[S^3]^2 \sim \chi^2_1$$

A hipótese de resposta assimétrica dos preços será corroborada se a distribuição não for simétrica e se a assimetria causar inflação. Em caso de assimetria à direita, alguns poucos componentes apresentarão variações de preços relativamente altas, elevando a taxa de inflação no mês corrente, o que poderá provocar aumentos nos preços dos demais componentes no mês seguinte e nova elevação da inflação. A identificação dos primeiros componentes, mês a mês, permitirá verificar se existe um conjunto de itens que lidera sistematicamente o processo de elevação dos preços. Em caso afirmativo, será investigada a causa de tal sistematicidade.

Finalmente, verificar-se-á se existem evidências de que a assimetria causa inflação. Isso será feito por meio da aplicação do teste de causalidade de Granger.² Esse teste é descrito resumidamente a seguir.

Estimam-se duas regressões por MQO:³

$$\pi_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^J \beta_j S^3_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

2 Ver Granger (1969).

3 O número de defasagens J deve ser tal que $\hat{\varepsilon}_t$ comporte-se aproximadamente como um ruído branco.

$$\pi_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j \pi_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

A hipótese de que S^3 não '*Granger-causa*' π_t , ou seja,

$$H_0 \quad \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_J = 0$$

pode ser testada comparando as somas dos quadrados dos resíduos obtidas da estimação das equações acima, $SQR(2)$ e $SQR(3)$, respectivamente, da maneira indicada a seguir:

$$F = (n - 2J) \frac{SQR(3) - SQR(2)}{J \cdot SQR(2)}$$

Trata-se, portanto, de um teste F cuja estatística tem distribuição $F_{J, n-2J}$. Se $F > F_{J, n-2J}$, H_0 será rejeitada.

Para testar a hipótese de que π_t não '*Granger-causa*' S^3 estimam-se as equações acima substituindo π_t por S^3 e vice-versa.

4 Apresentação dos resultados

Antes de apresentar os resultados obtidos é oportuno relembrar alguns trabalhos que trataram da relação entre inflação e dispersão de preços relativos no caso brasileiro. Moura da Silva e Kadota (1982) analisaram 50 grupos de bens que compunham o Índice de Preços por Atacado (IPA) no conceito Oferta Global, calculado pela Fundação Getúlio Vargas. O período considerado estendeu-se de 1970 a 1979. Com base em coeficientes de correlação e análise gráfica, os autores concluíram que havia uma relação positiva entre inflação medida pelo IPA e dispersão dos preços relativos de seus componentes.

Resende e Grandi (1992) também trabalharam com o IPA, porém no conceito de Disponibilidade Interna e com dados mais desagregados, os quais abrangeram um total de 325 produtos no período 1976-1985. Aplicaram o teste de causalidade de Granger com diferentes números de defasagens e afirmaram que seus resultados eram pouco conclusivos pois a hipótese de que a dispersão de preços relativos não '*Granger-causa*' a inflação só

foi rejeitada para defasagens baixas e a hipótese de que a inflação não '*Granger-causa*' a dispersão de preços relativos não foi aceita apenas para defasagens elevadas. A possibilidade de dupla causalidade foi descartada. Convém salientar que os testes de causalidade não foram aplicados às séries originais e sim aos resíduos de modelos ARIMA estimados para cada uma delas.

Dabús e Cerioni (1998) trabalharam com 52 itens do IPA para o período de fev/1974 a ago/1996. Os dados foram divididos em três grupos de acordo com o nível da inflação: moderada, alta e muito alta. O primeiro e o terceiro grupos são constituídos por subperíodos de tempo não consecutivos. Testes de causalidade de Granger e de causalidade instantânea foram feitos e levaram às seguintes conclusões: a hipótese de causalidade instantânea não foi rejeitada para nenhum grupo; para os grupos de inflação moderada e alta observou-se que a inflação '*Granger-causa*' a dispersão de preços relativos; a dupla causalidade não foi rejeitada para o grupo de inflação muito alta. Os testes foram aplicados às séries originais, sem nenhum teste ou comentário acerca da estacionaridade delas.

Ferreira (1995) estudou a dispersão de preços relativos intramercado, ou seja, a dispersão de preços de um determinado bem entre diferentes estabelecimentos comerciais. Considerou quatro componentes do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) calculado pelo IBGE para a área metropolitana do Rio de Janeiro: leite em pó, óleo de soja, sabão em barra e salsicha em lata. Como medida de inflação tomou o IPC-RJ da Fundação Getúlio Vargas. O período analisado foi jan/1981 a mar/1985. A metodologia utilizada foi a análise de cointegração, em particular, o procedimento de Johansen.⁴ Os vetores de cointegração estimados indicaram, em geral, a existência de relação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos, o que foi considerado pelo autor como evidência favorável à teoria do *menu costs*. Convém ressaltar que não foram aplicados testes de causalidade.

Em síntese, as evidências empíricas sobre o caso brasileiro, produzidas pelos trabalhos mencionados, não conduzem a uma conclusão única a respeito da relação de causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos. A seguir são apresentados os resultados deste novo estudo que tem por base um conjunto de dados ainda não explorado e que considera, além da média e da dispersão, a assimetria da distribuição dos preços relativos.

4 Ver Johansen (1988, 1995).

3.1 Caracterização das séries

Foram calculados, para cada mês do período de jan/77 a dez/97, a taxa média de variação dos preços dos 49 insumos considerados neste trabalho, a medida de dispersão das variações percentuais de preços desses insumos (*DPR*) e os coeficientes de assimetria (*S*³) e de curtose (*S*⁴).

Os valores médios dessas estatísticas nos períodos analisados encontram-se na Tabela 1. Como já é sabido, a inflação média no período de jan/77 a dez/85 foi menor do que a de jan/86 a jun/94, porém maior do que a do período pós-Real. A dispersão dos preços relativos, medida pelo *DPR*, apresenta comportamento semelhante ao observado para a taxa de inflação média (vide Gráfico 1).

Já o coeficiente de assimetria não guarda a mesma relação com a taxa de inflação. Excetuando o recente período de estabilidade dos preços, os demais têm coeficientes de assimetria não muito distintos, e o maior valor obtido - 0,94 - refere-se ao período de jan/77 a dez/85. No que diz respeito ao coeficiente de curtose, não se observa nenhum padrão de comportamento: os valores são bem parecidos, inclusive para o período de jul/94 a dez/97 (vide Gráfico 2).

Tabela 1
Estatísticas Descritivas das Taxas de Variação de Preços
Segundo Períodos Seleccionados

período	π (%)	<i>DPR</i>	<i>MÁX</i> (%)	<i>MÍN</i> (%)	<i>S</i> ³	<i>S</i> ⁴
jan/77 a dez/85	6,48	34,82	24,84	-4,10	0,94	6,07
jan/86 a jun/94	22,50	110,77	51,46	4,45	0,82	5,13
jul/94 a dez/97	0,58	3,96	6,52	-3,97	0,48	5,86
jan/77 a dez/97	11,98	60,42	32,56	-0,61	0,81	5,65

Gráfico 1
Taxa de Inflação e DPR em períodos selecionados

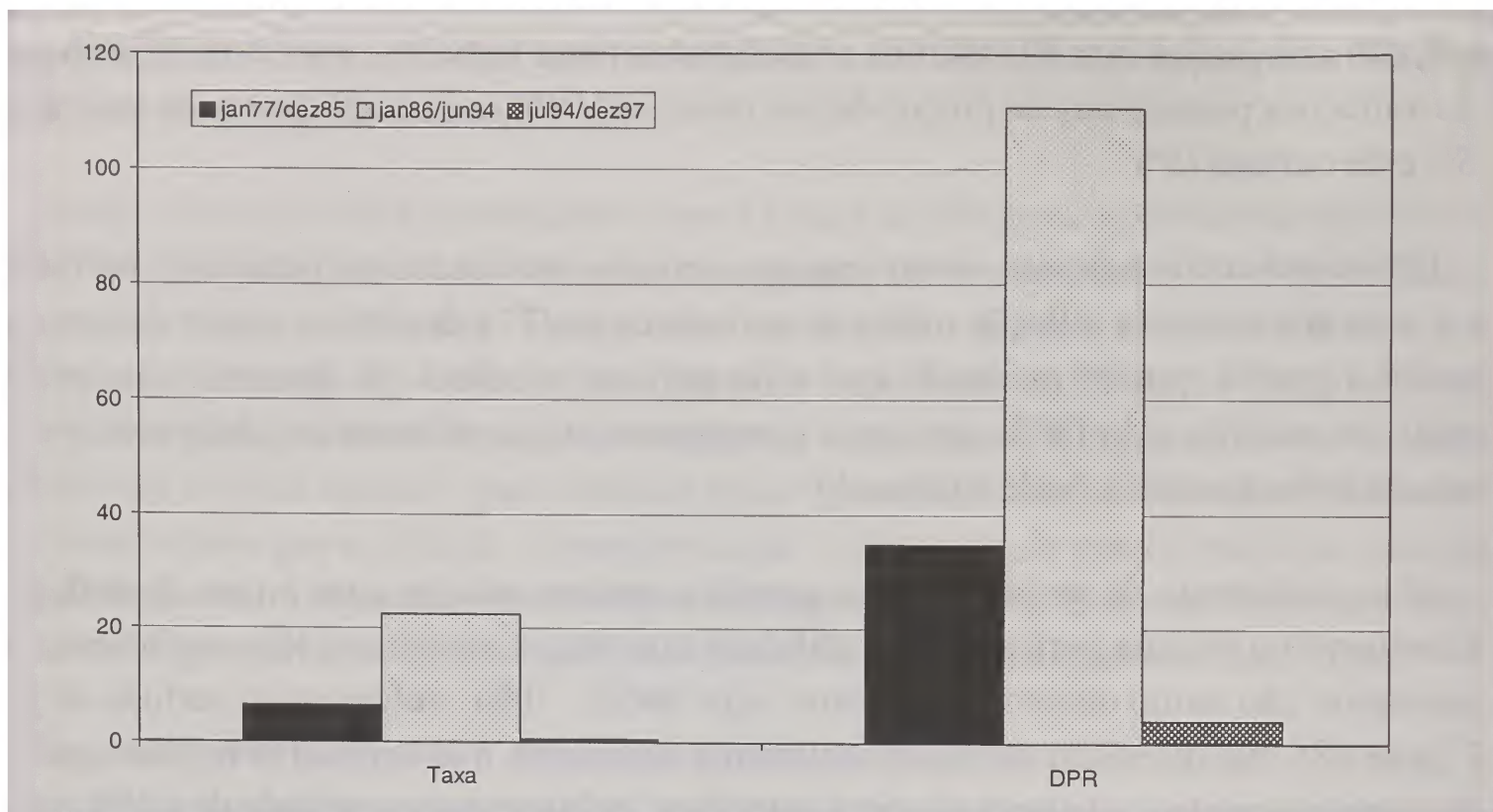
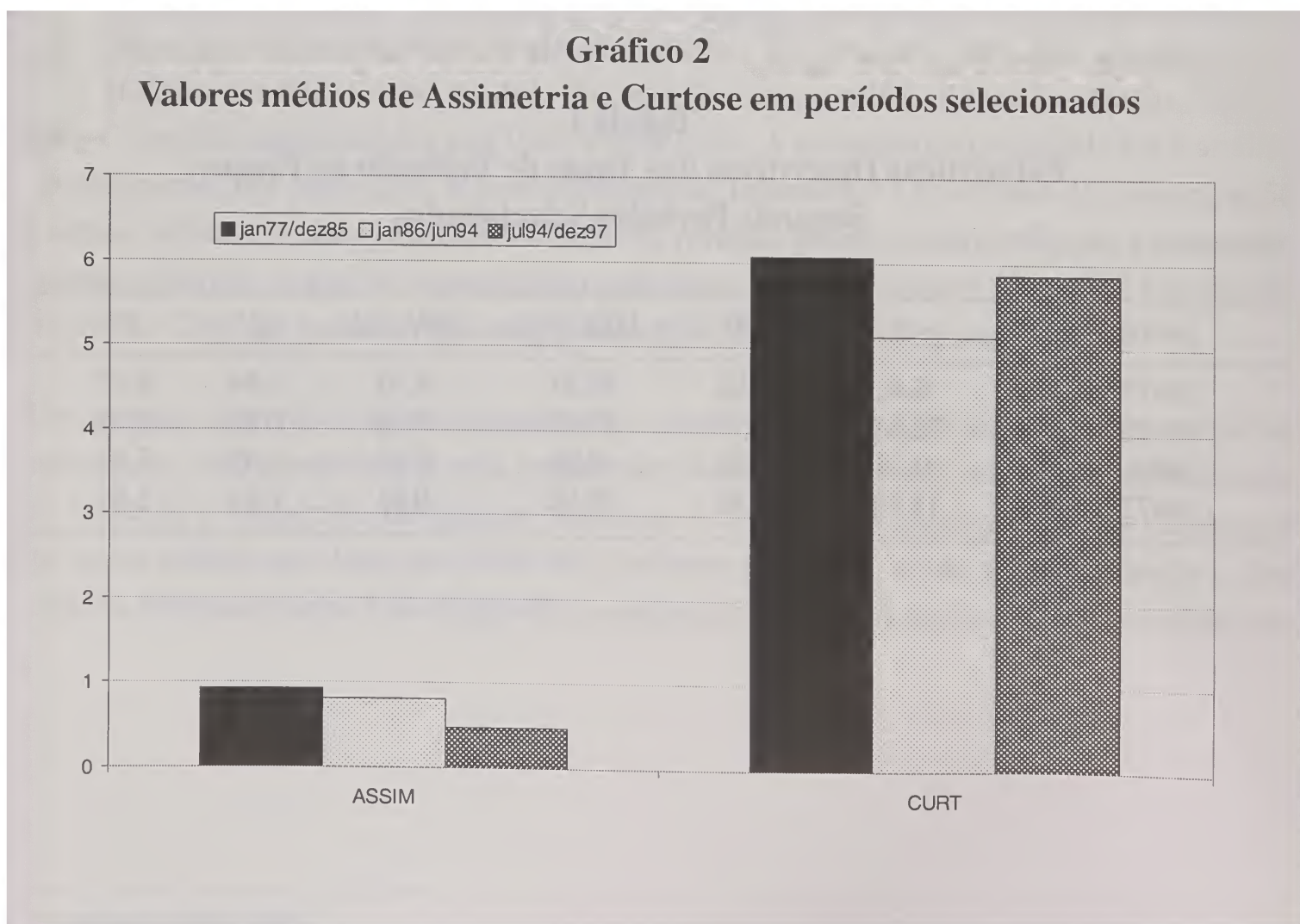


Gráfico 2
Valores médios de Assimetria e Curtose em períodos selecionados



Antes de proceder ao teste das hipóteses mencionadas na introdução deste trabalho é necessário verificar se as séries envolvidas, quais sejam, p , DPR e S^3 são estacionárias.⁵

A presença de tendência estocástica e/ou determinista nas séries em questão foi investigada por meio dos testes propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981). Os resultados encontram-se na Tabela 2.

A hipótese de existência de uma raiz unitária na série da taxa de inflação não é rejeitada para os períodos de jan/77 a dez/85 e jan/86 a jun/94. A existência de uma segunda raiz unitária, em ambos os períodos, foi rejeitada pelo teste proposto por Dickey e Pantula (1987). Conclui-se, portanto, que a taxa de inflação é integrada de ordem 1 nesses dois intervalos de tempo. Para jul/94 a dez/97 e jan/77 a dez/97, os testes indicaram que a taxa de inflação é estacionária. As conclusões referentes à série DPR são exatamente iguais àquelas relatadas para p . A série constituída pelos coeficientes de assimetria é estacionária em todos os intervalos de tempo considerados.

Tabela 2
Resultados dos Testes de Dickey-Fuller
 H_0 : a série tem uma raiz unitária

período	π	DPR	S^3
jan/77 a dez/85	não rejeita H_0	não rejeita H_0	rejeita H_0
jan/86 a jun/94	não rejeita H_0	não rejeita H_0	rejeita H_0
jul/94 a dez/97	rejeita H_0	rejeita H_0	rejeita H_0
jan/77 a dez/97	rejeita H_0	rejeita H_0	rejeita H_0

Notas: 1. Testes realizados ao nível de significância de 5%.
2. O número de defasagens utilizado para cada período e para cada série foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com a significância do coeficiente da maior defasagem, partindo do máximo igual a 12.

3.2 Abordagem do *menu costs* - evidências empíricas

A verificação empírica da abordagem do *menu costs* requer a estimação da equação que tem como variável dependente a medida de dispersão dos preços relativos e como

5 Os gráficos dessas séries encontram-se no anexo.

variável explicativa a taxa de inflação original e/ou transformada.

A forma funcional estimada neste trabalho é aquela dada pela equação (1).⁶

Para os dois períodos em que as séries *p* e *DPR* são integradas de primeira ordem foi feito o teste de cointegração de Johansen (1988, 1995) e a hipótese de que as séries não cointegram foi rejeitada. Aplicou-se também o procedimento de Johansen para os períodos em que as séries são estacionárias pelo teste de Dickey-Fuller; a hipótese de estacionaridade foi confirmada pela existência de dois vetores de cointegração.

A estimação da equação (1) gerou, para todos os períodos, resíduos que não se comportaram como um ruído branco. Contornou-se esse problema modelando-os pelo processo ARMA(p,q). Para os casos em que também se constatou o problema de heterocedasticidade condicional auto-regressiva foi aplicado o modelo GARCH(m,r). Os resultados das estimações são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3
Resultados da Estimação do Modelo para *DPR*

Período	π	Constante	ARMA(p,q)	GARCH(m,r)	R ²
jan/77 a dez/85	5,13*	2,71*	(1,0)	(1,0)	0,43
	4,80*		(1,0)		0,42
jan/86 a jun/94	5,50*		(2,[4])	(1,1)	0,76
jul/94 a dez/97	2,18*		(0,1)		0,53
jan/77 a dez/97	4,95*		(2,[4])		0,78
	4,34*		(2,[4])	(1,1)	0,76

Notas: 1. * indica parâmetro significativo a 1%.
2. A ordem do modelo ARMA entre colchetes indica que ele é degenerado.

Como se pode observar, o coeficiente da taxa de inflação π é positivo e altamente significativo para todos os períodos e modelos estimados.

6 Foram também estimados modelos com a taxa de inflação em módulo e os resultados permaneceram praticamente os mesmos. A taxa de inflação ao quadrado e sua primeira diferença não se mostraram significantes em nenhum caso, o mesmo ocorrendo com a variância da taxa de inflação estimada pelo modelo GARCH.

É interessante ressaltar que os valores dos coeficientes não diferem muito de um período para outro, excetuando o período que se estende de jul/94 a dez/97. Isto sugere que os sucessivos congelamentos de preços, que aumentaram consideravelmente a variância da taxa de inflação, não provocaram mudanças estruturais; tal fato só parece ter ocorrido no período posterior à implantação do Plano Real, quando a inflação tornou-se menos volátil em torno de um patamar relativamente baixo.

A associação direta e significativa entre inflação e dispersão dos preços relativos, apontada pelas regressões estimadas, pode, à primeira vista, ser considerada uma evidência empírica a favor da abordagem do *menu costs*. Todavia, para que isso ocorra de fato, é necessário que a variável π seja estritamente exógena. Uma indicação da exogeneidade estrita de p é dada pela não rejeição da hipótese de que DPR não causa π . (Geweke, 1982)

Aplicou-se, então, o teste de causalidade de Granger às séries DPR e π . Como não existe consenso acerca da exigência de estacionaridade das séries para que elas possam ser submetidas a esse teste, ele foi aplicado às séries originais e às suas primeiras diferenças nos períodos em que elas apresentaram uma raiz unitária.

A Tabela 4 traz os resultados obtidos. A conclusão do teste é a mesma para todas as situações consideradas: rejeita-se a hipótese de que a dispersão dos preços relativos não *Granger-cause* a taxa de inflação; rejeita-se também a hipótese de que $\Delta\pi$ não *Granger-cause* ΔDPR . Em resumo, não se rejeita a dupla causalidade entre as séries.

Esses resultados colocam então em dúvida a validade da teoria do *menu costs* e suscitam uma outra possibilidade: a de que a inflação e a dispersão dos preços relativos sejam simultaneamente afetadas pelos mesmos choques aleatórios. A investigação dessa hipótese foge ao escopo deste trabalho.

Tabela 4
Resultados do Teste de Causalidade de Granger para π e DPR

Período	H_0	Defasagens	Estatística F	Conclusão
jan/77 a dez/85	$\Delta\pi$ não G-C Δ DPR	5	2,58	rejeita H_0
	Δ DPR não G-C $\Delta\pi$	5	4,28	rejeita H_0
	π não G-C DPR	2	10,70	rejeita H_0
	DPR não G-C π	2	4,67	rejeita H_0
jan/86 a jun/94	$\Delta\pi$ não G-C Δ DPR	1	20,32	rejeita H_0
	Δ DPR não G-C $\Delta\pi$	1	9,38	rejeita H_0
	π não G-C DPR	12	2,24	rejeita H_0
	DPR não G-C π	12	2,12	rejeita H_0
jul/94 a dez/97	π não G-C DPR	8	2,42	rejeita H_0
	DPR não G-C π	8	6,84	rejeita H_0
jan/77 a dez/97	π não G-C DPR	1	8,96	rejeita H_0
	DPR não G-C π	2	4,67	rejeita H_0

Notas: 1. G-C significa *Granger-causa*.
2. Testes realizados ao nível de significância de 5%.
3. O número de defasagens utilizado para cada período foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com o critério de informação de Schwartz.

3.3 Hipótese de resposta assimétrica dos preços - evidências empíricas

A averiguação empírica dessa hipótese começa com a realização do teste de assimetria. Conforme informações contidas na Tabela 5, a distribuição dos preços relativos é assimétrica em 141 meses, ou seja, em 56% dos meses considerados. A análise por subperíodo revela percentuais semelhantes ao do período todo.

Dentre os 141 meses com distribuição não simétrica, apenas 10 apresentaram assimetria negativa. A predominância de assimetria positiva está de acordo com o esperado para conjunturas inflacionárias. É interessante ressaltar que 40% dos meses com assimetria à esquerda pertencem ao período pós-Real.

Ainda na Tabela 5 pode ser observado, para cada período, o número de meses com problema de normalidade e de excesso de curtose.

Uma explicação intuitiva geralmente atribuída à assimetria da distribuição dos preços relativos relaciona-se ao comportamento dos preços de itens pertencentes a setores

oligopolizados. Esses setores, com o poder de monopólio de que desfrutam, teriam condições de reajustar seus preços além da taxa da inflação passada, liderando e pressionando a própria taxa de inflação do período seguinte. Esta idéia propõe uma análise que envolva o estudo do comportamento das taxas de variação dos preços dos insumos ao longo do tempo buscando identificar os eventuais líderes.

Tabela 5
Número e Porcentagem de Meses com Distribuição Assimétrica, Leptocúrtica ou Não-Normal

Período	Assimetria		Excesso de Curtose		Não-Normalidade	
	n	%	n	%	N	%
jan/77 a dez/85	63	58	46	43	61	56
jan/86 a jun/94	54	53	36	35	56	55
jul/94 a dez/97	24	57	22	52	27	64
jan/77 a dez/97	141	56	104	41	144	57

Nota: Testes realizados ao nível de significância de 5%.

O Gráfico 3 apresenta o número de meses em que cada um dos 49 insumos da amostra liderou o processo de alta dos preços, ou seja, esteve entre os dez insumos com as maiores variações de preços; apresenta também o número de meses em que cada insumo esteve entre os dez cujos preços sofreram as menores variações percentuais. O Gráfico 4 traz o número de meses em que cada insumo liderou de forma **líquida**, ou seja, sem ter compensado a liderança por ter ficado atrasado em outros meses.

Verifica-se que 26 insumos conseguiram, no período, reajustar seu preço sem ter compensado com atrasos em outros meses, sendo que destes 11 conseguiram o feito em mais de 5 meses no período. Estes insumos são, em ordem decrescente: viga de peroba, tábuas de pinho, arame recozido, tinta látex branca, sarrafo de pinho, estopa alcatroada, tubo de ferro fundido, aço CA-25, areia lavada, pedra britada, porta lisa e pontalete de pinho. Desse conjunto destacam-se os insumos de madeira, representando quase a totalidade de insumos dessa categoria presentes na amostra (ficaram de fora apenas dois outros). O setor de madeira, bem como os demais setores representados pelos demais insumos, não podem ser considerados como oligopólios, de modo que a explicação econômica anteriormente mencionada não encontra fundamento nesta análise.

Uma vez constatada a presença de assimetria em mais da metade dos meses estudados, resta agora avaliar a causalidade entre a série dos coeficientes de assimetria e da taxa de inflação. De forma análoga ao que foi feito na seção anterior, nos testes de causalidade de Granger foram consideradas tanto a taxa de inflação quanto sua primeira diferença nos dois períodos em que se concluiu que essa variável é integrada de ordem 1. Os resultados do teste encontram-se na Tabela 6. Nota-se que apenas no período de jan/77 a dez/85 a hipótese de que a assimetria não *Granger-cause* inflação é rejeitada.

Portanto, apenas nesse período a hipótese de resposta assimétrica dos preços teria corroboração empírica. A rejeição de relação entre o coeficiente de assimetria e a taxa de inflação é um resultado oposto ao obtido para os Estados Unidos por Vining e Elwertowski (1976), para a Argentina por Blejer (1983) e para o Reino Unido por Mizon, Safford e Thomas (1990). Finalmente, o teste de causalidade no sentido inverso, ou seja, da inflação para a assimetria, levou à rejeição desta em todos os casos considerados, o que também pode ser observado na Tabela 6.

Tabela 6
Resultados do Teste de Causalidade de Granger para π e S^3

Período	H_0	Defasagens	Estatística F	Conclusão
jan/77 a dez/85	$\Delta\pi$ não G-C S^3	1	1,48	Não rejeita H_0
	S^3 não G-C $\Delta\pi$	6	2,54	Rejeita H_0
	π não G-C S^3	2	0,96	Não rejeita H_0
	S^3 não G-C π	1	9,68	Rejeita H_0
jan/86 a jun/94	$\Delta\pi$ não G-C S^3	1	1,15	Não rejeita H_0
	S^3 não G-C $\Delta\pi$	1	0,24	Não rejeita H_0
	π não G-C S^3	10	0,32	Não rejeita H_0
	S^3 não G-C π	1	0,21	Não rejeita H_0
	π não G-C S^3	1	1,00	Não rejeita H_0
jul/94 a dez/97	S^3 não G-C π	1	2,79	Não rejeita H_0
	π não G-C S^3	10	0,44	Não rejeita H_0
jan/77 a dez/97	S^3 não G-C π	10	0,56	Não rejeita H_0

Notas: 1. G-C significa *Granger-cause*.
2. Testes realizados ao nível de significância de 5%.
3. O número de defasagens utilizado para cada período foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com o critério de informação de Schwartz.

Gráfico 3
Número de meses em que a variação de preços de cada insumo ficou entre os 10 maiores e os 10 menores aumentos

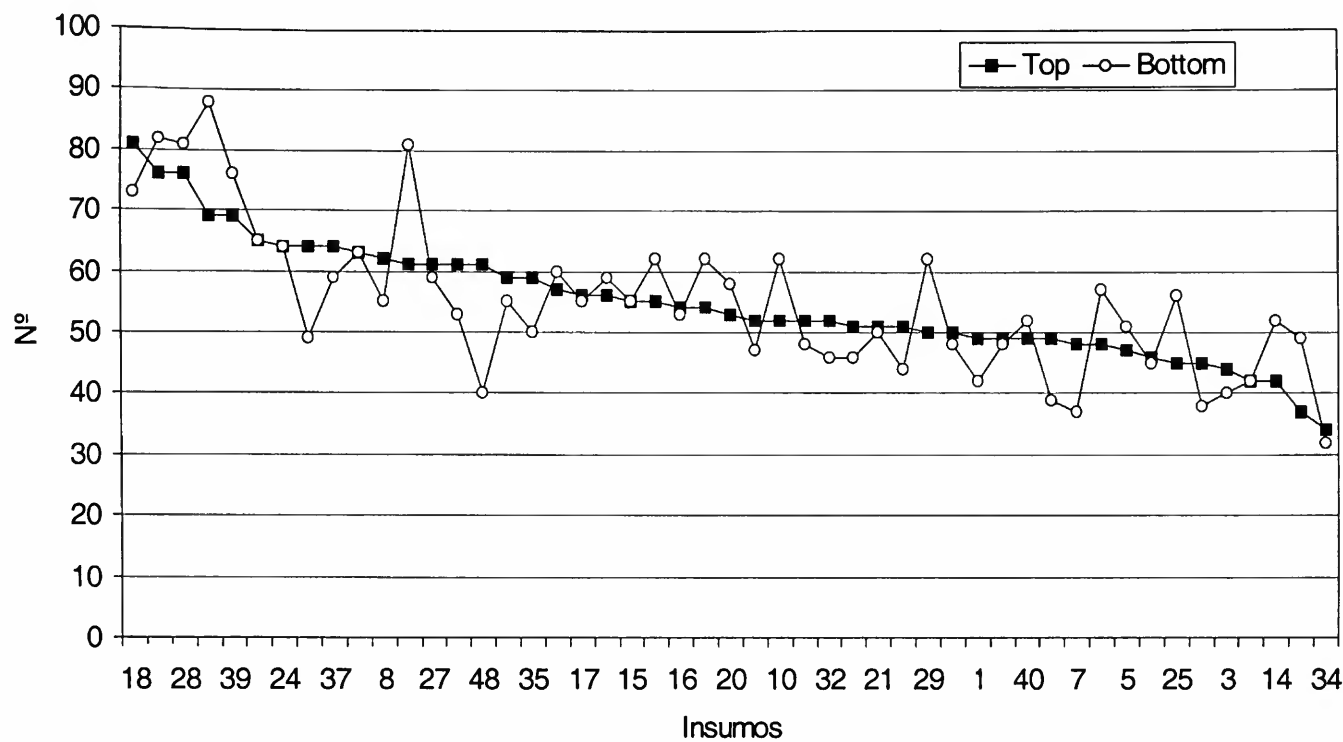
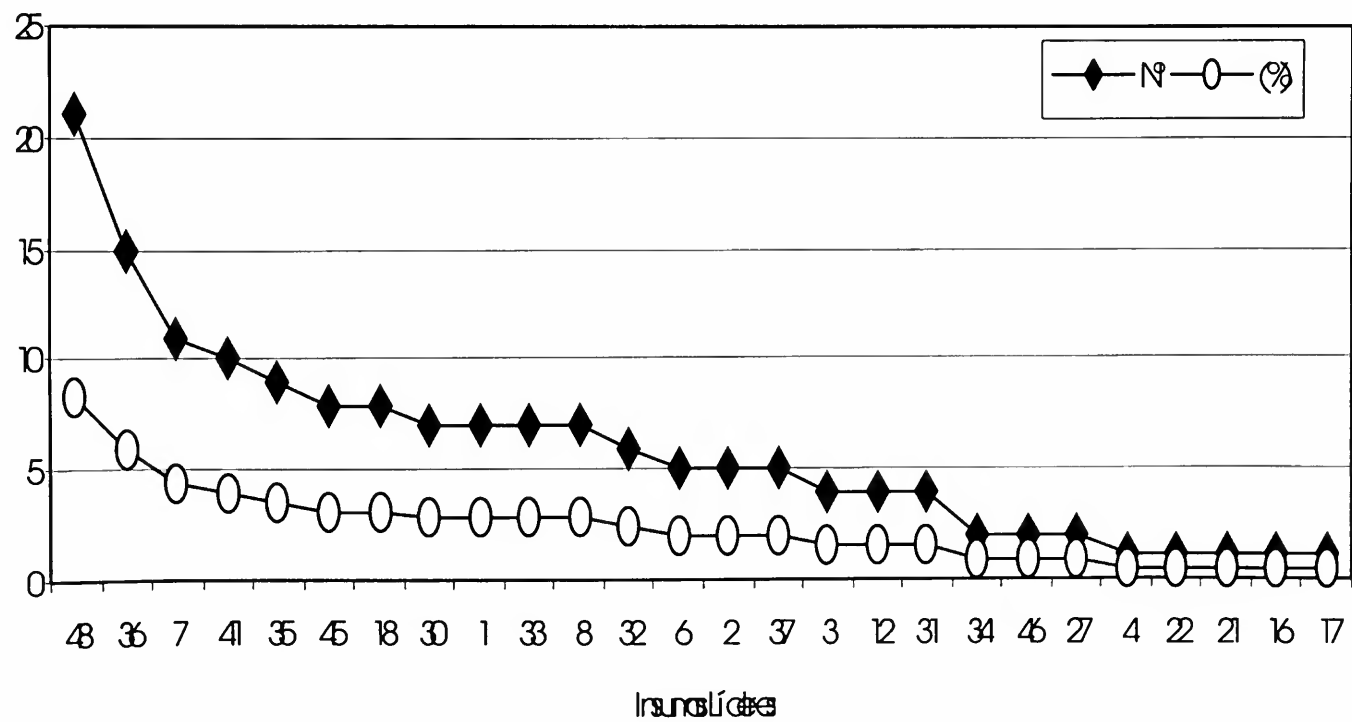


Gráfico 4
Número de meses em que cada insumo liderou de forma líquida as variações de preços



5 Considerações finais

Buscou-se, neste trabalho, investigar a relação entre inflação e dispersão de preços relativos à luz de duas abordagens teóricas: *menu costs* e resposta assimétrica dos preços.

Ambas as abordagens têm como ponto central a diferença de velocidade com que os agentes ajustam seus preços. O que as distingue é o motivo que leva à necessidade de ajustamento. No primeiro caso, é a própria inflação e, no segundo, são os choques aleatórios que têm reflexos sobre o sistema de preços.

A avaliação empírica realizada tomou por base os preços de 49 insumos de obras públicas, no período de jan/77 a dez/97.

A hipótese de resposta assimétrica dos preços foi rejeitada em três dos quatro períodos de tempo analisados, ou seja, ela só foi aceita para jan/77 a dez/85.

No que diz respeito à teoria do *menu costs*, a avaliação mais simplista deu suporte empírico a ela. Entretanto, uma investigação mais ampla sugeriu a possibilidade de dupla causalidade entre inflação e dispersão de preços relativos, o que contraria a hipótese de causalidade unidirecional, de inflação para dispersão, prevista por essa abordagem.

Fica, assim, aberta a possibilidade de que ambas as variáveis respondam simultaneamente aos mesmos choques econômicos. A averiguação empírica desta possibilidade requer a estimação de um modelo de vetores auto-regressivos, onde outras variáveis devem ser incorporadas. Possíveis candidatas são a taxa de juros, a oferta de moeda, a taxa de câmbio, os salários, entre outras.

As conclusões deste artigo, bem como a de outros trabalhos aplicados ao caso brasileiro, indicam que a relação entre inflação, distribuição e assimetria da distribuição de preços relativos no Brasil é uma questão que permanece em aberto, havendo, portanto, espaço para mais estudos sobre esse tema.

Referências bibliográficas

Blejer, M. I. On the anatomy of inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14, p. 469-482, 1983.

- Caplin, A. Individual inertia and aggregate dynamics. In: Sheshinski, E. & Weiss, Y. (eds.), *Optimal pricing, inflation, and the cost of price adjustment*, The MIT Press, 1993.
- Dabús, C. & Cerioni, L. Causality inflation-relative prices: comparative evidence from Latin-America. *Anais do XX Encontro Brasileiro de Econometria*, 1998, p. 369-388.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. Determining the order of differencing in autoregressive process. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, p. 455-461, 1987.
- Ferreira, S. G. *Inflação, regras de reajuste e busca seqüencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*. BNDES, 1995.
- Fisher, S. Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 381-430, 1981.
- _____. Relative price variability and inflation in the United States and Germany. *European Economic Review*, 18, p. 171-196, 1982.
- Geweke, J. Causality, exogeneity, and inference. In: Hildenbrand, W. (ed.), *Advances in econometrics*. Cambridge University Press, 1982.
- Granger, C. W. J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica* 37. p. 424-438, 1969.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6, p. 255-259, 1980.
- Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254, 1988.
- _____. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- Lange, O. *Die preisdispersion als Mittel zur statistischen messung wirtschaftlicher gleichgewichtsstörungen*. Hans Buske Verlag, 1932.

- Mills, F. *The behaviour of prices*. N.B.E.R, 1927.
- Mizon, G. E., Safford, J. C. & Thomas, S. H. The distribution of consumer price changes in the United Kingdom. *Economica*, 57, p. 249-262, 1990.
- Moura da Silva, A. & Kadota, D. K. Inflação e preços relativos: o caso brasileiro -1970-79. *Estudos Econômicos* v. 12, p. 5-30, 1982.
- Resende, M. & Grandi, R. Inflação e variabilidade dos preços relativos no Brasil: a questão da causalidade. *Revista Brasileira de Economia*, 46, p. 595-604, 1992.
- Sheshinski, E. & Weiss, Y. Inflation and the costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, 44, p. 287-303, 1977.
- Tobin, J. Inflation and unemployment. *American Economic Review*, 62, p. 1-18, 1972.
- Vining, D. L. & Elwertowski, T. C. The relationship between relative prices and the general price level. *American Economic Review*, 66, p. 699-708, 1976.
- Weiss, Y. (1993). "Inflation and price adjustment: a survey of findings from micro-data" In E. Sheshinski & Y. Weiss (eds.). *Optimal pricing, inflation, and the cost of price adjustment*. The MIT Press, 1993.

ANEXO

Gráfico A1
Taxa de Inflação e DPR

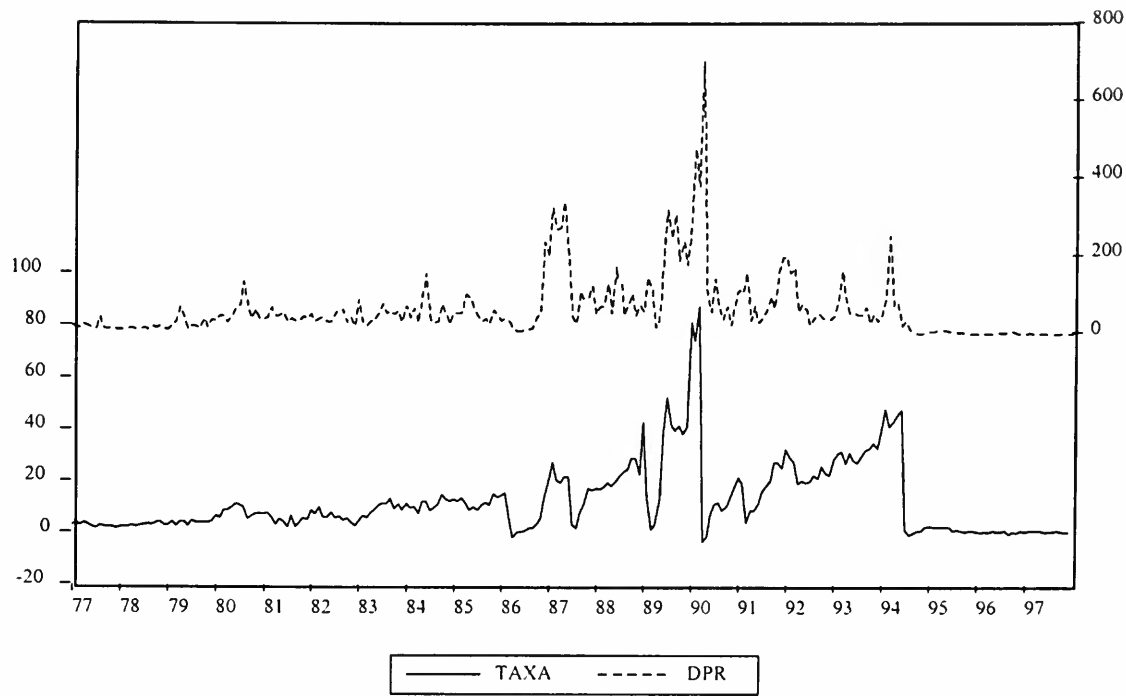


Gráfico A2
Taxa de Inflação e Coeficiente de Assimetria

