

Relação entre Inflação, Variabilidade e Assimetria dos Preços Relativos em Diferentes Ambientes Inflacionários

Vera Lucia Fava

Professora do Departamento de Economia da FEA-USP

Denise Cavallini Cyrillo

Professora do Departamento de Economia da FEA-USP

Heron Carlos Esvael do Carmo

Professor do Departamento de Economia da FEA-USP

RESUMO

Este artigo analisa a relação entre os três primeiros momentos da distribuição das taxas de variação dos preços em contextos inflacionários distintos. A base de dados utilizada é proveniente do IPC-Fipe. O período estudado estende-se de jan/75 a dez/99 e está dividido em três subperíodos: jan/75 a fev/86, que apresenta taxas de inflação moderadas, porém crescentes; mar/86 a jul/94, que se caracteriza pela alta volatilidade e elevada amplitude das taxas de inflação; ago/94 a dez/99, em que predominam taxas de inflação baixas e relativamente estáveis. Os resultados obtidos indicaram a existência de relação de equilíbrio entre inflação e variabilidade dos preços relativos apenas no primeiro e terceiro subperíodos e inflação é a variável exógena. Não foi encontrada nenhuma evidência de associação entre coeficiente de assimetria da distribuição dos preços relativos e inflação.

PALAVRAS-CHAVE

inflação, preços relativos, cointegração, exogeneidade, causalidade

ABSTRACT

This article analyzes the relationship among the first three moments of the distribution of the price variation rates in distinct inflationary contexts. The database utilized was taken from CPI-FIPE. The period studied extends from Jan/75 to Dec/99 and is divided into three sub-periods: Jan/75 to Feb/86, which presents moderate but growing inflation rates; Mar/86 to Jul/94, which is characterized by high volatility and elevated amplitude of the inflation rates; Aug/94 to Dec/99, in which low and relatively stable inflation rates predominate. The results obtained indicated the existence of an equilibrium relationship between inflation and relative price variability only in the first and third sub-periods and inflation is the exogenous variable. There was no evidence of association between inflation and the skewness of the of relative prices changes.

KEY WORDS

inflation, relative prices, cointegration, exogeneity, causality

JEL Classification

C43, E31, E52

INTRODUÇÃO

A observação do mundo real não deixa dúvidas quanto ao fato de que os preços de todos os bens e serviços de uma economia não variam de forma sincronizada ao longo do tempo: as alterações ocorrem em diferentes momentos e são de magnitudes distintas. Registram-se, como resultado, mudanças nos preços relativos. A ocorrência simultânea dessas mudanças e de variação no nível geral de preços tem estimulado o desenvolvimento de inúmeros trabalhos teóricos e empíricos sobre a possível relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos, ou seja, entre os dois primeiros momentos da distribuição das taxas de variação dos preços dos bens e serviços da economia.

O interesse por esse assunto está em grande parte associado aos custos causados pela inflação.¹ Se a inflação provoca variabilidade dos preços relativos, pode-se dizer que ela gera custos ao reduzir a eficiência alocativa do sistema de preços.

De acordo com Sheshinski e Weiss (1977, 1983), existe uma relação positiva entre inflação e variabilidade de preços relativos e é a primeira variável que determina a segunda. A explicação para tal relação é dada pela abordagem conhecida como *menu cost*. O aumento no nível geral de preços, ainda que plenamente antecipado pelos agentes, não é seguido por elevação de igual magnitude nos preços de todos os bens e serviços porque a alteração dos preços não é feita sem ônus para as empresas, ou seja, existe um custo de ajustamento dos preços a ser bancado por elas.² Esse custo é atribuído, 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 compli-

1 Ver, por exemplo, DRIFFILL, MIZON & ULPH (1990), FISCHER (1981), FISCHER & MODIGLIANI (1978), LAIDLER (1990) e LOVE & WEN (1999).

2 CAPLIN (1993) questiona a abordagem do *menu cost* pois não se conhece, de fato, a magnitude do custo de ajustamento dos preços.

cada, que é a determinação do novo preço, o que requer a reavaliação da estrutura de custos, a eventual alteração da margem de lucro, etc. Uma empresa só efetua o reajuste quando seu preço real atinge o limite mínimo por ela estabelecido. Como as empresas não reajustam os preços simultaneamente, fica estabelecida a relação entre inflação - a causa - e variabilidade dos preços relativos - a consequência.

Fischer (1981, 1982) também admite a existência de relação direta entre inflação e variabilidade dos preços relativos, mas esta última é que passa a ser a variável exógena. O argumento é a resposta assimétrica dos preços aos choques aleatórios. Supõe que os empresários reagem prontamente aos choques positivos, que requerem aumentos de preços (ou aumentos superiores à taxa de inflação *desejada*), mas não respondem aos choques negativos, pois os preços são inflexíveis para baixo. Esse comportamento assimétrico implica, naturalmente, inflação. Fischer vai mais além e afirma que quanto maior a variância das taxas de variação dos preços individuais, maior a inflação, estabelecendo a relação mencionada anteriormente.

A rigor, a relação mais importante a ser extraída do argumento de Fischer é entre inflação e assimetria, ou seja, a relação entre o primeiro e o terceiro momentos da distribuição das taxas de variação dos preços.³ Isto porque um aumento na variância só provocará inflação se a distribuição apresentar assimetria positiva. Se a distribuição for simétrica, a variabilidade dos preços relativos não afetará a taxa de inflação.

Ball e Mankiw (1994) também concluem que um aumento na variabilidade dos preços relativos tem efeito inflacionário, porém a resposta assimétrica aos choques deixa de ser uma premissa para ser uma consequência da combinação de dois fatores: custo de ajustamento dos preços e inflação. O argumento é o seguinte: os choques positivos tendem a levar os agentes a aumentar os preços de seus produtos ainda que para tanto eles tenham de incorrer em custos de ajustamento; no caso dos choques negativos, a redu-

3 A existência de assimetria na distribuição das taxas de variação dos preços dos bens e serviços está em desacordo com a hipótese de normalidade assumida por LUCAS (1973).

ção de preço não é necessária porque a inflação já está reajustando para baixo o preço real. Uma vez mais, um aumento na variância provoca inflação desde que a distribuição seja assimétrica à direita.

A relação direta entre inflação e assimetria só é colocada de forma explícita em Ball e Mankiw (1995) e decorre da coexistência de custo de ajustamento dos preços e assimetria na distribuição dos choques aleatórios. Choques de pequena magnitude não provocam alterações de preço, pois o ganho é inferior ao custo do ajustamento; somente os choques mais significativos levam os agentes a reajustarem os preços porque, nesse caso, o ganho compensa o *menu cost*. Se a distribuição dos choques aleatórios for assimétrica à direita, a distribuição das taxas de variação dos preços também será e, portanto, a assimetria causará inflação. Se a assimetria for negativa, a consequência será deflação. A assimetria é, então, a variável exógena do modelo.

Balke e Wynne (2000) defendem a existência de relação positiva entre inflação e assimetria em um contexto de preços inteiramente flexíveis. Eles apresentam um modelo de equilíbrio multissetorial em que os choques tecnológicos são os responsáveis pela referida relação. Um setor que recebe um choque tecnológico positivo tem seu produto aumentado e, *ceteris paribus*, seu preço reduzido. O efeito do choque pode se limitar a esse setor ou pode atingir outros setores por meio das relações expressas na matriz de insumo-produto. Se, em um dado instante de tempo, os choques tecnológicos forem tais que sua distribuição tenha média e assimetria positivas, as decorrentes alterações de produto e preço nos setores afetados provavelmente farão com que a média e a assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços sejam negativas. A assimetria da distribuição dos choques tecnológicos é, portanto, a variável determinante.

Em síntese, para Sheshinski e Weiss (1977, 1983) a relação entre inflação e variabilidade é explicada apenas pelos custos de ajustamento dos preços. Para Ball e Mankiw (1994), essa relação depende da interação da hipótese do *menu cost* e da inflação que, juntos, provocam assimetria na resposta aos choques aleatórios. Já para Fischer (1981, 1982), somente a resposta assimétrica dos preços aos choques é o fator determinante da associação entre inflação e variabilidade. Para justificar teoricamente a relação entre

inflação e assimetria Ball e Mankiw (1995) lançam mão da abordagem do *menu cost* e da hipótese de que a distribuição dos choques é assimétrica, enquanto Balke e Wynne (2000) supõem que os choques tecnológicos setoriais têm distribuição assimétrica e se propagam para outros setores da economia.

Todas as abordagens mencionadas procuram explicar a relação entre inflação, variabilidade e assimetria dos preços relativos sem explicitar as características do processo inflacionário. Será essa relação insensível ao nível e à volatilidade da taxa de inflação? Este artigo tem por objetivo avaliar empiricamente essas diferentes explicações teóricas para a relação entre os três primeiros momentos da distribuição das taxas de variação dos preços em diferentes ambientes inflacionários. Isto será feito tomando por base os dados provenientes do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) da Fipe, para o período de janeiro de 1975 a dezembro de 1999, que será dividido em três subperíodos. O primeiro subperíodo, de janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, apresenta taxas de inflação moderadas, porém crescentes. O segundo subperíodo abrange os planos de estabilização que decretaram congelamentos de preços e caracteriza-se pela alta volatilidade das taxas de inflação que oscilaram entre 1% e 82%. O último subperíodo estende-se de agosto de 1994 a dezembro de 1999 e tem como característica taxas de inflação baixas e relativamente estáveis. Serão feitas duas análises para cada um desses subperíodos: uma considerando todos os itens que compõem o IPC-Fipe e outra onde serão excluídos os bens e serviços cujos preços estão sujeitos a grandes oscilações em razão de sazonalidade, controle governamental, etc.

O artigo é composto por quatro seções, incluindo esta introdução. A próxima seção é destinada à caracterização dos dados utilizados; na segunda seção é feita a análise empírica da relação entre inflação, variabilidade e assimetria dos preços relativos, utilizando o modelo de regressão linear clássico e o instrumental da econometria de séries de tempo; a última seção é destinada às conclusões do trabalho.

1. O IPC-FIPE NO PERÍODO 1975-1999

O índice de preços ao consumidor calculado pela FIPE para a cidade de São Paulo é baseado em estruturas de ponderação extraídas de Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) realizadas uma vez a cada 10 anos, aproximadamente. O período de análise do presente artigo envolve três pesquisas:

- a) POF de 1971/72 - fonte dos pesos do IPC-Fipe de 1975 a 1984;
- b) POF de 1981/82 - fonte dos pesos do IPC-Fipe de 1985 a 1993;
- c) POF de 1990/92 - fonte dos pesos do IPC-Fipe de 1994 a 1999.

Enquanto grande parte dos trabalhos com objetivos semelhantes utilizam dados com elevado grau de agregação, o presente estudo baseia-se em dados desagregados, ou seja, os preços dos bens e serviços que compõem o IPC-Fipe são considerados individualmente. Evita-se, dessa forma, que a dispersão dos preços relativos seja provavelmente subestimada pelo processo de agregação. O número de bens e serviços do IPC-Fipe é 248 para 1975/84, 272 para 1985/93 e 344 para 1994/99.⁴ Entre esses componentes encontram-se itens cujos preços apresentam acentuado padrão sazonal, outros com preços controlados pelo governo além de contratos de prestação de serviços, com datas de reajuste de preços preestabelecidas. Trata-se, portanto, de um conjunto de bens e serviços que costuma sofrer grandes variações de preços devido a causas muito específicas e que respondem por substancial parcela da variabilidade dos preços relativos. Em especial, os produtos *in natura* têm grande participação na variabilidade, uma vez que são sujeitos, ao longo do ano, a alternância de fases de acentuada escassez e grande abundância em que, respectivamente, os preços aumentam e recuam de forma significativa. Assim, apesar da maioria dos produtos dessa categoria ter ponderação reduzida, eles constam, com muita frequência, entre os de maior contribuição para o resultado do IPC.

4 Esses períodos estão associados à vigência das diferentes estruturas de ponderação adotadas no cálculo do IPC-Fipe.

Com o intuito de verificar se a relação entre os três primeiros momentos da distribuição dos preços relativos é sensível a essas causas, será analisado o IPC-Fipe com todos os seus componentes, denominado simplesmente IPC daqui em diante, e o IPC-Fipe sem os seguintes grupos: alimentos *in natura*, alimentos semi-elaborados, vestuário, combustíveis, serviços públicos e contratos (aluguel, assistência médica e ensino escolar). Esse índice especial será denominado IPC ϵ e é composto por 148 itens no subperíodo 1975/84, 163 em 1985/93 e 222 em 1994/99, os quais respondem, respectivamente, por 43%, 41% e 43% do peso total do índice. Os dados contidos na Tabela 1 deixam claro que os itens do IPC ϵ são responsáveis por pequena parcela da variabilidade total dos preços relativos do IPC-Fipe; nota-se também que, além de pequena, essa parcela é decrescente ao longo do período analisado.

TABELA 1 - PARTICIPAÇÃO DOS ITENS NA VARIABILIDADE DOS PREÇOS DO IPC-FIPE

	1975:01-1986:02	1986:03-1994:07	1994:08-1999:12
Itens do IPC ϵ	26,78	19,82	13,75
Demais itens	73,22	80,18	86,25
Total	100,00	100,00	100,00

O perfil de cada um dos subperíodos considerados neste artigo pode ser traçado a partir das seguintes características da distribuição das variações de preços do IPC e do IPC ϵ : taxa média de variação dos preços (π), variabilidade dos preços relativos medida pelo desvio padrão (σ), coeficiente de assimetria (S) e coeficiente de curtose (K). A evolução dessas variáveis ao longo de todo o período pode ser observada nos Gráficos 1 a 4 do Anexo. Os valores médios para cada subperíodo encontram-se na Tabela 2.

Evidencia-se, em primeiro lugar, que os três subperíodos apresentam taxas médias de inflação substancialmente diferentes. De janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, ou seja, antes da implantação do Plano Cruzado, a taxa mensal de inflação cresceu de cerca de 3% para 12%. Devido ao sistema de indexação, a inflação crescia por patamares, mudando de nível como resultado de choques de oferta: desvalorizações cambiais, aumentos do preço

do petróleo, reduções no prazo legal de reajuste salarial e choques agrícolas. No período posterior, o IPC-Fipe apresentou uma volatilidade muito mais acentuada; a taxa de inflação, que tinha sido reduzida para 1,8% ao mês entre março e agosto de 1986, atingiu quase 80% ao mês no primeiro trimestre de 1990. Como as tentativas de estabilização desde o Plano Cruzado incluíram o controle de preços, a tendência era da inflação voltar com mais intensidade, após uma fase inicial de recuo. Depois do Plano Real, o IPC-Fipe mostrou tendência de queda até 1998; no início de 1999, como resultado da desvalorização do real, o índice voltou a aumentar, se bem que a taxas ainda inferiores a 1% ao mês.

TABELA 2 - CARACTERÍSTICAS DAS TAXAS DE VARIAÇÃO DOS PREÇOS DO IPC-FIPE

Variável	1975:01-1986:02	1986:03-1994:07	1994:08-1999:12
π	5,74	22,82	0,91
π^e	5,69	22,85	0,56
σ	8,46	13,99	4,28
σ^e	6,16	10,19	2,27
S	2,17	1,97	1,66
S^e	1,82	1,75	0,39
K	18,21	17,48	30,53
K^e	11,94	15,11	11,96

Obs.: $\pi_t = \sum_{i=1}^n w_{it} \pi_{it}$, $\sigma_t = \sqrt{\sum_{i=1}^n w_{it} (\pi_t - \pi_{it})^2}$, $S_t = \sum_{i=1}^n w_{it} (\pi_t - \pi_{it})^3 / \sigma_t^3$, $K_t = \sum_{i=1}^n w_{it} (\pi_t - \pi_{it})^4 / \sigma_t^4$,

onde π_{it} é a taxa de variação do preço do item i no mês t , w_{it} é o peso do item i e n é o número de bens e serviços que compõem o IPC-Fipe no mês t .

Comparando o IPC e o IPC ϵ nos três subperíodos, constata-se que as taxas de variação médias foram praticamente iguais nos dois primeiros, diferindo significativamente no terceiro. Acumulando os dois indicadores entre julho de 1994 e dezembro de 1999, chega-se a 81,82% e 44,56%, respectivamente, para os dois conceitos de índice de preços ao consumidor. Além disso, o IPC ϵ apresentou deflação em 22 dos 66 meses que compõem o terceiro subperíodo, ou seja, em cerca de um terço deste. O IPC, por sua vez, só registrou deflação em 10 dos 66 meses. Isto evidencia que os itens que diferenciam IPC e IPC ϵ apresentaram comportamentos distintos no período analisado. No primeiro ano após o Plano Real ocorreram fortes

pressões nos preços dos aluguéis residenciais e nos preços dos alimentos *in natura*, explicadas, respectivamente, pelo efeito de mudanças introduzidas na legislação sobre locação de imóveis que favoreciam a “denúncia vazia” e pelas geadas que afetaram a safra de hortifrutigranjeiros. Nos dois anos seguintes, o aluguel continuou a se constituir em fator de diferenciação, ao qual se aliou a recomposição de tarifas públicas, principalmente de telefonia. Finalmente, em 1999 a desvalorização cambial e o aumento de preço do petróleo acarretaram aumentos de preços relativos para combustíveis e tarifas públicas.

A dispersão dos preços relativos acompanhou, em média, a trajetória da inflação, se bem que com menor intensidade. Nos três subperíodos analisados, a dispersão de preços relativos do IPC_e foi inferior à do IPC. Isto pode ser atribuído às características dos processos de formação de preços dos componentes do IPC excluídos do IPC_e, notadamente os produtos alimentares não industrializados, artigos de vestuário, combustíveis e tarifas públicas: alimentos são sujeitos a choques de oferta e à sazonalidade; níveis de preços de artigos de vestuário apresentam dois ciclos anuais, um para a moda outono-inverno e outro para a moda primavera-verão; preços de combustíveis e tarifas públicas, por serem administrados, evoluem discretamente por patamares. Estas características agregam variabilidade ao sistema de preços não necessariamente associada à condução da política econômica.

No primeiro subperíodo, em que vigoraram regras de indexação sem muitas alterações, e em que a inflação cresceu gradualmente, a dispersão seguiu igual tendência, se bem que com menor intensidade. Entre 1986 e 1994, não só a dispersão se manteve mais elevada como apresentou uma variabilidade bem maior relativamente ao período precedente; até 1991, o padrão de dispersão mostrou-se mais aderente ao da taxa do IPC-Fipe nos dois conceitos, e entre 1992 e junho de 1994 manteve-se praticamente no mesmo patamar, apesar da aceleração da inflação. Este comportamento reflete a modificação na política econômica que se seguiu ao Plano Collor 2. Na última fase analisada, a dispersão registrou tendência de queda até 1998, tendo mudado de comportamento após a desvalorização cambial de janei-

ro de 1999. Assim, voltou a apresentar trajetória associada à dos índices de preços ao consumidor.

Os coeficientes médios de assimetria não diferem muito entre os subperíodos, demonstrando, assim, uma associação não regular com as taxas de inflação. Cabe destacar apenas o pequeno valor do coeficiente de assimetria do IPC_e no último subperíodo que, na verdade, não reflete o predomínio de distribuições simétricas e sim uma combinação de assimetrias positivas e negativas; se fosse considerado o módulo dos coeficientes de assimetria, o valor médio passaria para 1,18.⁵ A aplicação do teste de simetria⁶ indicou, ao nível de significância de 5%, que a distribuição das taxas de variação dos preços do IPC é assimétrica em 93% dos meses; para o IPC_e, ocorreu o mesmo em 92% dos meses. A assimetria é predominantemente positiva. Situações de assimetria negativa ocorreram geralmente em meses de deflação.

Os coeficientes de curtose são bastante elevados em todos os subperíodos, predominando, portanto, distribuições leptocúrticas tanto para o IPC quanto para o IPC_e. O aumento da diferença da curtose média entre os dois IPCs, observado após julho de 1994, pode ser atribuído ao fato de subitens como aluguéis, combustíveis e tarifas públicas, com pesos individuais relativamente elevados, terem apresentado taxas de variação muito superiores à média.

2. AVALIAÇÃO EMPÍRICA

A averiguação empírica da relação entre inflação, variabilidade e assimetria dos preços relativos é geralmente feita por meio da estimação de modelos de regressão linear; a classificação dessas variáveis como dependente ou

5 No caso do IPC, o valor médio do módulo dos coeficientes de assimetria é 2,24.

6 O teste aplicado é dado por $A = \left(\frac{n}{6}\right)[S^3]^2 \sim \chi_1^2$.

explicativa é ditada pela abordagem teórica que está sendo testada. Alguns exemplos são Ball e Mankiw (1995), Blejer (1983), Clare e Thomas (1993), Danziger (1987), Driffill, Mizon e Ulph (1990) e Fischer (1981, 1982). Testes de causalidade são também utilizados com a mesma finalidade como em Dabús e Cerioni (1998), Fava e Cyrillo (1999), Fischer (1981, 1982), Mizon, Safford e Thomas (1990) e Rezende e Grandi (1992).

Sabe-se, porém, que o modelo de regressão linear clássico deve ser aplicado com cautela a séries de tempo pois pode gerar regressões espúrias se as variáveis não são estacionárias e não co-integram. Outro ponto que merece cuidado é que a estimação de um modelo de equação única só é válida se as variáveis explicativas forem fracamente exógenas em relação aos parâmetros de interesse.⁷ Tendo em vista que há justificativas teóricas para classificar inflação e variabilidade dos preços relativos, tanto como endógenas quanto como exógenas, convém testar e não simplesmente assumir a exogeneidade dessas variáveis.

Apenas a título de comparação com os trabalhos mencionados, apresentam-se inicialmente, de forma sumária, os resultados da estimação de modelos de regressão linear. Em seguida são apresentados os resultados obtidos com base no instrumental da econometria de séries de tempo.⁸

2.1 Inflação e Variabilidade dos Preços Relativos

A abordagem do *menu cost* é convencionalmente testada por meio da estimação de um modelo de regressão linear simples que tem como variável dependente a variabilidade dos preços relativos e como variável explicativa a taxa de inflação. A aplicação deste procedimento ao IPC-Fipe gerou os

7 Ver ENGLE, HENDRY & RICHARD (1983).

8 Os pacotes econométricos utilizados neste trabalho foram o EViews e o PcFiml.

resultados que se encontram na Tabela 3.⁹ Observa-se uma relação positiva e altamente significativa entre inflação e variabilidade dos preços relativos, o que poderia levar à conclusão de que a abordagem do *menu cost* não é rejeitada para os três subperíodos analisados e para os dois conceitos de índice de preços adotados neste trabalho. Contudo, como será visto a seguir, essas variáveis não são estacionárias, o que coloca em dúvida tal conclusão.

TABELA 3 - TESTE CONVENCIONAL DA ABORDAGEM DO MENU COST

	1975:01-1986:02	1986:03-1994:07	1994:08-1999:12
Variável dependente: σ			
Constante	4,28**	5,89**	3,22**
π	0,73**	0,35**	1,17**
\bar{R}^2	0,72	0,38	0,56
DW	1,51	1,03	1,06
Variável dependente: σ^e			
Constante	1,93**	6,78**	1,89**
π^e	0,74**	0,15**	0,68**
\bar{R}^2	0,75	0,21	0,54
DW	1,86	0,62	0,77

Obs.: ** indica coeficiente significativa a 1%.

A simples observação dos gráficos da taxa de variação do IPC-Fipe, de sua dispersão e assimetria (Gráficos 1, 2 e 3, do Anexo) dá indicações da não-estacionariedade das duas primeiras séries. O diagnóstico final é dado pelos testes de raiz unitária. Após a rejeição da hipótese nula de existência de duas raízes unitárias em todas as variáveis, conclusão obtida por meio do teste proposto por Dickey e Pantula (1987), foi realizado o teste para uma raiz unitária, conforme Dickey e Fuller (1979, 1981). Os resultados desse teste, reproduzidos na Tabela 4, levam à não rejeição da hipótese de uma

9 Foram também estimados modelos que incluíam o quadrado da taxa de inflação. Esta variável só se mostrou significativa no modelo para o índice cheio, no período dos congelamentos de preços; todavia, com ela a taxa de inflação deixou de ser significativa. Para o terceiro subperíodo foram ainda estimados modelos com o módulo da taxa de inflação, mas os resultados são semelhantes aos obtidos para a variável sem módulo.

raiz unitária na taxa e na variabilidade tanto do IPC quanto do IPC_e; essa hipótese só é rejeitada ao nível de 10% no período pós-Real. Quanto às duas séries de assimetria, a hipótese de raiz unitária é sempre rejeitada.

TABELA 4 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	1975:01-1986:02		1986:03-1994:07		1994:08-1999:12	
	estatística ADF	lags	Estatística ADF	lags	estatística ADF	lags
π	2,3692	10	-1,4155	3	-1,7075*	4
π^e	2,6758	11	-1,4462	3	-1,6475*	4
σ	1,3575	11	-0,6867	7	-1,8837*	8
σ^e	1,4514	11	-0,9481	4	-1,7433*	6
Ass	-4,1704**	12	-5,4192**	6	-6,1124**	2
Ass ^e	-3,9980**	12	-3,9439**	2	-2,7293**	11

Obs.: ** (*) indica coeficiente significativo a 1% (10%). Os valores críticos adotados são de MacKinnon (1991). O número de defasagens utilizado foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com a significância do coeficiente da maior defasagem, partindo do máximo igual a 14. O teste ARCH-LM indicou heteroscedasticidade condicional auto-regressiva para π no 1º e 3º subperíodos.

Uma primeira implicação desses resultados é que a relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos só não será espúria se essas variáveis forem co-integradas. A existência de co-integração entre elas foi avaliada por meio do procedimento de Johansen (1988, 1995) e os resultados obtidos estão na Tabela 5. As variáveis não co-integram apenas no período dos congelamentos de preços. Portanto, só para este período não se obteve uma relação de equilíbrio entre inflação e variabilidade dos preços relativos. Os vetores de co-integração estimados para os outros dois períodos encontram-se na Tabela 6 e indicam uma associação positiva entre as duas variáveis.

TABELA 5 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN PARA INFLAÇÃO E VARIABILIDADE

Ho: p vetores de co-integração	IPC		IPCe	
	máx. autovalor	traço	máx. autovalor	traço
1975:01-1986:02				
$p = 0$	26,05**	29,80**	18,26*	20,18*
$p \leq 1$	3,75	3,75	1,92	1,93
1986:03-1994:07				
$p = 0$	8,83	11,84	12,81	18,45
$p \leq 1$	4,39	3,93	5,64	5,64
1994:08-1999:12				
$p = 0$	16,23*	24,80**	20,12*	26,22*
$p \leq 1$	8,57	8,57	6,10	6,10

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%). Os valores críticos adotados são de Osterwald-Lenum (1992). O número de defasagens foi definido com base nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e na significância conjunta dos coeficientes associados à maior defasagem presente no modelo.

TABELA 6 - VETORES DE COINTEGRAÇÃO NORMALIZADOS

	IPC			IPCe		
	σ	π	constante	σ^e	π^e	Constante
1975:01-1986:02	1,00**	-0,70**	-4,50**	1,00**	-0,63**	-2,57**
1994:08-1999:12	1,00**	-1,25*	-3,03**	1,00**	-0,72**	-1,78**

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%). Foi aplicado o teste LR.

Outro ponto importante a ser verificado é se alguma das variáveis envolvidas pode ser considerada fracamente exógena em relação aos parâmetros de interesse aqui representados pelo vetor de co-integração. A exogeneidade fraca é indicada, neste contexto, pela não significância do coeficiente de ajustamento associado a cada uma das variáveis. O teste de razão de verossimilhança efetuado, cujos resultados estão na Tabela 7, permite considerar como fracamente exógena, em todos os casos analisados, apenas a inflação.

TABELA 7 - TESTE DE EXOGENEIDADE FRACA

	IPC		IPCe	
	σ	π	σ^e	π^e
1975:01-1986:02	-0,71**	-0,06	-0,74**	-0,27
1994:08-1999:12	-0,72*	0,13	-0,48**	0,20

Obs.: ** (*) indica coeficiente significativo a 1% (5%).

Assim sendo, a relação entre inflação e variabilidade dos preços relativos pode ser expressa por meio de um modelo de equação única onde a primeira é a variável explicativa e a segunda a variável dependente. As equações implícitas nos vetores de co-integração estimados são as seguintes:

- $\tilde{\sigma}_t = 4,502 + 0,695\pi_t$ para 1975:01-1986:02
- $\tilde{\sigma}_t^e = 2,575 + 0,629\pi_t^e$ para 1975:01-1986:02
- $\tilde{\sigma}_t = 3,028 + 1,254\pi_t$ para 1994:08-1999:12
- $\tilde{\sigma}_t^e = 1,781 + 0,724\pi_t^e$ para 1994:08-1999:12

Nos dois subperíodos a constante é maior para o IPC, ou seja, a variabilidade dos preços relativos encontra-se em patamar superior ao observado para o IPC_e, o que é consistente com a definição deste índice especial. As elasticidades calculadas no ponto médio são as seguintes: 0,47 para o IPC e 0,58 para o IPC_e no subperíodo 1975:01-1986:02 e 0,27 para o IPC e 0,18 para o IPC_e no outro subperíodo, indicando uma influência menos acentuada da inflação sobre a dispersão dos preços relativos em ambiente de maior estabilidade dos preços.

Apesar dessas evidências empíricas relacionando positivamente a inflação medida pelo IPC-Fipe e a variabilidade dos preços relativos de seus componentes, pode-se questionar a relação de causa e efeito sob o argumento de que ambas as variáveis podem estar sendo influenciadas por um outro fator ou um conjunto de fatores. Com o objetivo de testar tal possibilidade, acrescentou-se ao modelo a taxa de variação de três variáveis sobre as quais o governo federal detém certo controle: a oferta de moeda (M2), a taxa de câmbio (R\$/US\$) e a taxa de juros (Over-Selic). Pelo teste ADF, cujos resultados encontram-se na Tabela A1 do Anexo, a hipótese de raiz unitária só foi rejeitada para a taxa de câmbio em 1994:08-1999:12, subperíodo que inclui forte quebra estrutural na série provocada pela mudança na política cambial que implicou forte desvalorização do real no início de 1999. O procedimento de Johansen indicou a existência de um vetor

de co-integração para o subperíodo 1975:01-1986:02 e dois vetores para 1994:08-1999:12, tanto no caso do IPC quanto do IPCe (ver Tabela A2 do Anexo). O primeiro vetor estimado para cada período pode ser observado na Tabela 8. Os sinais dos componentes dos vetores de co-integração mostram que a relação direta entre inflação e variabilidade dos preços relativos também é válida no modelo ampliado; além disso, a exogeneidade fraca continua sendo rejeitada para a segunda variável mas não para a primeira.

TABELA 8 - VETORES DE COINTEGRAÇÃO PADRONIZADOS

	σ	π	M2	e	r	Constante
1975:01-1986:02						
IPC	1,00**	-1,05**	-0,11	0,13	0,29*	-4,15**
IPCe	1,00**	-0,57*	-0,11**	-0,18*	0,30*	-2,64**
1994:08-1999:12						
IPC	1,00**	-0,55**	0,18*	0,29**	-0,87**	-2,51*
IPCe	1,00**	-0,55**	-0,08**	0,02	-0,16*	-1,31**

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%). Foi aplicado o teste LR.

Conforme já mencionado, não se verificou co-integração entre inflação e dispersão dos preços relativos no período dos congelamentos de preços, o que está em desacordo com os resultados da análise convencional, que indicaram uma relação significativa entre essas variáveis. Pode-se argumentar que nesse período as séries sofreram bruscas e sucessivas mudanças, deixando, assim, de apresentar as características ideais para a aplicação dos testes de Dickey e Pantula, Dickey e Fuller e do procedimento de Johansen.¹⁰ Todavia, a análise dos Gráficos 5 e 6 do Anexo parece corroborar a conclusão dos testes econométricos. Como se sabe, a seqüência de congelamentos malsucedidos provocou um aumento na volatilidade da taxa de inflação. Os movimentos da taxa de inflação após o primeiro deles, decretado pelo Plano Cruzado, foram seguidos muito de perto pela variabilidade dos preços relativos. Mas já na primeira reprise do congelamento, patrocinada

10 Não se dispõe, até o momento, de alternativas metodológicas que consigam captar, de forma adequada, as oscilações exibidas particularmente pelas séries monetárias brasileiras nesse período.

pelo Plano Bresser em julho de 1987, o comportamento da dispersão começa a se descolar da inflação, notadamente no que diz respeito ao IPC ϵ . A cada fracasso do último congelamento, aumentava a previsibilidade de decretação de um novo, o que acirrava o processo de indexação dos preços. O resultado foi uma variabilidade de preços relativos menos volátil do que a taxa de inflação; além de menor variância, a magnitude da dispersão foi predominantemente menor do que a da inflação, comportamento não observado nos outros dois períodos analisados. Após o Plano Collor II, as trajetórias das duas séries passaram a ser cada vez mais destoantes. Fica claro, portanto, que no período dos congelamentos inflação e dispersão dos preços relativos não mantiveram uma relação de equilíbrio.

2.2 Inflação e Assimetria dos Preços Relativos

Conforme visto na seção anterior, a distribuição das taxas de variação dos preços dos itens que compõem o IPC-Fipe é assimétrica em mais de 90% dos meses considerados. Cabe, portanto, analisar a relação entre assimetria e inflação.

Os resultados do teste convencional¹¹ das abordagens que trazem a taxa de inflação como variável dependente encontram-se na Tabela 9. Os modelos que têm a variabilidade e a assimetria como variáveis explicativas indicam relação direta e significativa entre variabilidade e inflação; a assimetria é não significativa em alguns casos e em outros é significativa, porém aparece com o sinal negativo, contrariando o que estabelece a argumentação teórica. Foram também estimados modelos com a inclusão da variável resultante da multiplicação da variabilidade pela assimetria, tal como em Ball e Mankiw (1995).

O sinal e a significância dos coeficientes da variabilidade dos preços relativos não são afetados; já os coeficientes da assimetria mudam de sinal e/ou de significância em vários casos e a nova variável é não significativa ou tem

11 Relembrando: neste trabalho “teste convencional” é entendido como a utilização do modelo de regressão linear sem a devida verificação da estacionariedade das variáveis que o compõem.

o sinal oposto ao esperado.¹² A rigor, o efeito combinado de assimetria e variabilidade sobre a inflação, pressuposto por Ball e Mankiw (1995), não é de fácil averiguação empírica, pois valores iguais observados para essa variável composta podem significar distribuição assimétrica com variância menor em um caso e, no outro, distribuição simétrica e variância maior; no primeiro caso, a variável composta estaria associada à inflação mas não no segundo, a menos que se suponha que a variância tem um impacto independente sobre a inflação.

TABELA 9 - TESTE CONVENCIONAL DA HIPÓTESE DE RESPOSTA ASSIMÉTRICA DOS PREÇOS

	1975:01-1986:02		1986:03-1994:07		1994:08-1999:12	
Variável dependente: π						
Constante	-2,18**	-4,92**	10,16**	5,03	-1,14**	-2,05**
σ	1,07**	1,43**	1,23**	1,62**	0,49**	0,73**
Ass	-0,52**	0,73**	-2,19**	-1,15	-0,02	0,32**
σ .Ass	-	-0,15**	-	-0,07	-	-0,08**
\bar{R}^2	0,78	0,82	0,43	0,45	0,55	0,66
DW	1,15	1,15	0,72	0,56	1,07	1,57
Variável dependente: π^e						
constante	-0,05	-0,84**	12,52**	1,77*	-1,20**	-1,42**
σ^e	1,02**	1,33**	1,50**	1,58*	0,77**	0,89**
Ass ^e	-0,25**	-0,15*	-2,67**	-2,29	0,04	0,38**
σ^e .Ass ^e	-	-0,11**	-	-0,04	-	-0,17*
\bar{R}^2	0,77	0,84	0,35	0,34	0,53	0,55
DW	1,24	1,37	0,71	0,71	0,74	0,87

Obs.: ** (*) indica coeficiente significante a 1% (5%).

A não significância ou inconsistência das relações entre inflação e assimetria estimadas para o IPC-Fipe são um resultado não surpreendente quando se recorda que a primeira variável é integrada de ordem 1 e a segunda é estacionária. Conforme já visto, apesar da grande disparidade nas taxas de inflação, a assimetria pouco se alterou ao longo do período 1975:01-1999:12. Portanto, não se pode falar na existência de uma relação de longo prazo entre essas duas variáveis.¹³

12 Contrariamente ao observado neste trabalho e em FAVA & CYRILLO (1999), relação significante entre inflação e assimetria foi obtida por BALL & MANKIW (1995), BLEJER (1983), MIZON, SAFFORD & THOMAS (1990) e VINING & ELWERTOWSKI (1976).

13 Modelos que incluíam a interação de assimetria e curtose como variável explicativa foram também estimados, porém essa variável se mostrou, em geral, não significante ou significante, porém com o sinal oposto ao esperado. Nos testes de causalidade de Granger, a conclusão predominante é de que ela não Granger-causa a inflação.

O que se pode investigar é se a assimetria tem alguma influência sobre a primeira diferença da taxa de inflação, ou seja, sobre a aceleração da inflação que, obviamente, também é estacionária. Uma explicação para essa possível influência poderia ser a seguinte: as alterações de preços causadoras da assimetria seriam entendidas pelos agentes como sinalizadoras de um novo patamar de inflação, levando-os a reajustar seus preços de forma mais acentuada nos períodos seguintes se a assimetria for positiva e de forma mais moderada se a assimetria for negativa. Essa explicação pressupõe, evidentemente, que os agentes têm informação sobre a assimetria da distribuição dos preços relativos. O teste de causalidade de Granger foi utilizado para averiguar empiricamente a relação entre assimetria e aceleração da inflação. De acordo com os resultados apresentados na Tabela 10, não se verifica a causalidade de assimetria para aceleração da inflação, exceção feita ao IPC total no período 1986:03-1994:07, para 2 e 3 defasagens. Convém ressaltar, entretanto, que nesses dois casos os sinais dos coeficientes das defasagens da assimetria são negativos, indicando que a assimetria positiva (negativa) seria seguida por uma queda (aumento) na taxa de inflação, o que não está de acordo com o argumento apresentado.¹⁴

TABELA 10 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

nº de lags	1975:01-1986:02		1986:03-1994:07		1994:08-1999:12	
	ASS \rightarrow $\Delta\pi$	ASS $e \rightarrow \Delta\pi^e$	ASS \rightarrow $\Delta\pi$	ASS $e \rightarrow \Delta\pi^e$	ASS \rightarrow $\Delta\pi$	ASS $e \rightarrow \Delta\pi^e$
1	0,14	0,11	2,28	0,04	3,06	2,58
2	1,34	0,37	3,27*	0,11	0,27	0,93
3	1,27	0,92	2,74*	0,13	0,74	0,68
4	1,26	1,04	2,33	0,76	1,04	0,88
5	1,73	2,16	1,86	1,42	0,60	0,67
6	1,52	1,75	1,53	1,36	0,76	0,65

Obs.: * indica estatística significante a 5%.

¹⁴ Testes para até 12 defasagens foram também realizados e a não causalidade no sentido de Granger foi aceita em todos os casos. Os testes de causalidade no sentido inverso só não rejeitaram a hipótese nula para algumas defasagens do período 1986:03-1994:07.

CONCLUSÕES

As evidências obtidas neste trabalho, elaborado com base nos dados do IPC-Fipe, indicaram a existência de relação positiva e significativa entre inflação e variabilidade dos preços relativos nos subperíodos 1975:01-1986:02 e 1994:08-1999-12, para os dois conceitos de índice de preços adotados. Portanto, essa relação foi observada tanto no contexto de inflação *média* quanto no de relativa estabilidade dos preços. Os testes de exogeneidade aplicados levaram à conclusão de que a inflação é exógena e a variabilidade dos preços relativos é endógena, o que dá suporte à abordagem do *menu cost*. Resultados análogos foram obtidos para o modelo que continha como variáveis adicionais a taxa de câmbio, a oferta de moeda e a taxa de juros, o que reforça a associação obtida no modelo bivariado.

A relação de equilíbrio entre inflação e variabilidade dos preços relativos deixou, porém, de ser observada no subperíodo dos congelamentos de preços, quando o ambiente inflacionário mudou substancialmente e caracterizou-se pela alta volatilidade e grande amplitude das taxas de inflação. O desvio padrão dos preços relativos mostrou-se bem menos volátil e inferior à média, sobretudo após o Plano Collor 2, resultado provável do acirramento do processo de indexação.

A distribuição das taxas de variação dos preços relativos mostrou-se assimétrica na grande maioria dos meses analisados, mas não foram encontradas evidências empíricas que corroborassem a existência de associação entre as magnitudes dos coeficientes de assimetria e das taxas de inflação. Os coeficientes de assimetria revelaram-se estacionários dentro de cada subperíodo e apresentaram pequenas variações entre os subperíodos, mostrando-se pouco sensíveis às diferenças de contexto inflacionário. O máximo que se constatou foi que a maior parte das assimetrias negativas ocorreu em meses de deflação. Portanto, predominaram os meses com inflação e assimetria positivas, porém distribuições mais assimétricas à direita não estiveram associadas regularmente a taxas de inflação mais elevadas. A relação positiva entre inflação e assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços talvez não tenha sido confirmada empiricamente porque falta

aos modelos teóricos que a estabelecem a dinâmica que se observa no mundo real.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BLAKE, N. S.; WYNNE, M. A. An equilibrium analysis of relative price changes and aggregate inflation. *Journal of Monetary Economics* 45, p. 269-292, 2000.
- BALL, L.; MANKIW, N. G. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *The Economic Journal* 104, p. 247-261, 1994.
- _____. Relative-price changes as aggregate supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics* 110, p. 161-193, 1995.
- 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, p. 19-45.
- CLARE, A. D.; THOMAS, S. H. Relative price variability and inflation in an equilibrium price misperceptions' model: evidence for the UK. *Economics Letters* 42, p. 51-57, 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.
- DANZIGER, L. Inflation, fixed cost of price adjustment, and the measurement of relative-price variability: theory and evidence. *The American Economic Review* 77, p. 704-713, 1987.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 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.
- DRIFFILL, J.; MIZON, G. E.; ULPH, A. The costs of inflation. In: FRIEDMAN B. M.; HAHN F. H. (eds.), *The handbook of monetary economics*, vol II. Elsevier Science Publishers B. V., 1990, p. 1013-1066.

- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.
- FAVA, V. L.; CYRILLO, D. C. Inflação e dispersão de preços relativos: qual a direção de causalidade? *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 437-457, jul-set 1999.
- FERREIRA, S. G. *Inflação, regras de reajuste e busca sequencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*. BNDES, 1995.
- FISCHER, S. Relative shocks, relative price variability, and inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, p. 381-430, 1981a.
- _____. Towards an understanding of the real effects and costs of inflation II. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. (eds.), *The costs and consequences of inflation*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v. 15, North Holland, 1981b, p. 5-41.
- _____. Relative price variability and inflation in the United States and Germany. *European Economic Review* 18, p. 171-196, 1982.
- FISCHER, S.; MODIGLIANI, F. Towards an understanding of the real effects and costs of inflation II. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114, p. 810-833, 1978.
- 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.
- LAIDLER, D. On the costs of anticipated inflation. In: LAIDLER, D. (ed.), *Taking money seriously*. New York: Phillip Allan, 1990, p. 41-55.
- LOVE, D. R. F.; WEN, J. F. Inflation, welfare, and the time-costs of transacting. *Canadian Journal of Economics* 32, p. 171-194, 1999.
- LUCAS, R. E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review* 63, p. 326-334, 1973.
- MacKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (eds.), *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford University Press, 1991, p. 267-276.
- 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, n. 1, p. 5-30, abr. 1982.

- OSTERWALD-LENUM, M. A note on quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, p. 461-472, 1992.
- 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 costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, 44, p. 287-303, 1977.
- _____. Optimum pricing policy under stochastic inflation. *Review of Economic Studies*, 50, p. 513-529, 1983.
- VINING, D. L.; ELWERTOWSKI, T. C. The relationship between relative prices and the general price level. *American Economic Review* 66, p. 699-708, 1976.

ANEXO

TABELA A1 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Variável	1975:01-1986:02		1986:03-1994:07		1994:08-1999:12	
	estatística ADF	lags	estatística ADF	lags	estatística ADF	lags
R	2,4026	13	-0,3726	12	-1,2533	5
E	-2,4973	2	-1,5668	2	-3,6674**	2
M2	1,2764	11	-0,0325	9	-1,2590	4

Obs.: ** indica coeficiente significante a 1%. Os valores críticos adotados são de MacKinnon (1991). O número de defasagens utilizado foi definido de acordo com o teste de Ljung-Box e com a significância do coeficiente da maior defasagem, partindo do máximo igual a 14. O teste ARCH-LM indicou heteroscedasticidade condicional auto-regressiva para juros no 1º e no 2º subperíodos, câmbio no 1º e M2 no 3º subperíodo.

TABELA A2 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN PARA INFLAÇÃO, VARIABILIDADE, M2, TAXA DE CÂMBIO E TAXA DE JUROS

Ho: p vetores de cointegração	IPC		IPCe	
	máx. autovalor	traço	máx. autovalor	traço
1975:01-1986:02				
$p = 0$	40,45**	93,56**	32,61	77,49*
$p \leq 1$	22,70	53,10	19,73	44,88
$p \leq 2$	16,02	30,40	14,78	25,16
$p \leq 3$	8,33	14,38	6,87	10,38
$p \leq 4$	6,06	6,06	3,51	3,51
1994:08-1999:12				
$p = 0$	48,80**	108,10**	34,75*	95,02**
$p \leq 1$	28,80*	59,27*	30,65*	60,27**
$p \leq 2$	14,09	30,47	16,11	29,62
$p \leq 3$	12,21	16,38	11,19	13,51
$p \leq 4$	4,16	4,16	2,31	2,31

Obs.: ** (*) indica valor significativo a 1% (5%). Os valores críticos adotados são de Osterwald-Lenum (1992). O número de defasagens foi definido com base nos critérios de informação de Schwarz e Hannan-Quinn e na significância conjunta dos coeficientes associados à maior defasagem presente no modelo.

GRÁFICO 1 - TAXAS DE VARIAÇÃO DOS PREÇOS DO IPC-FIPE

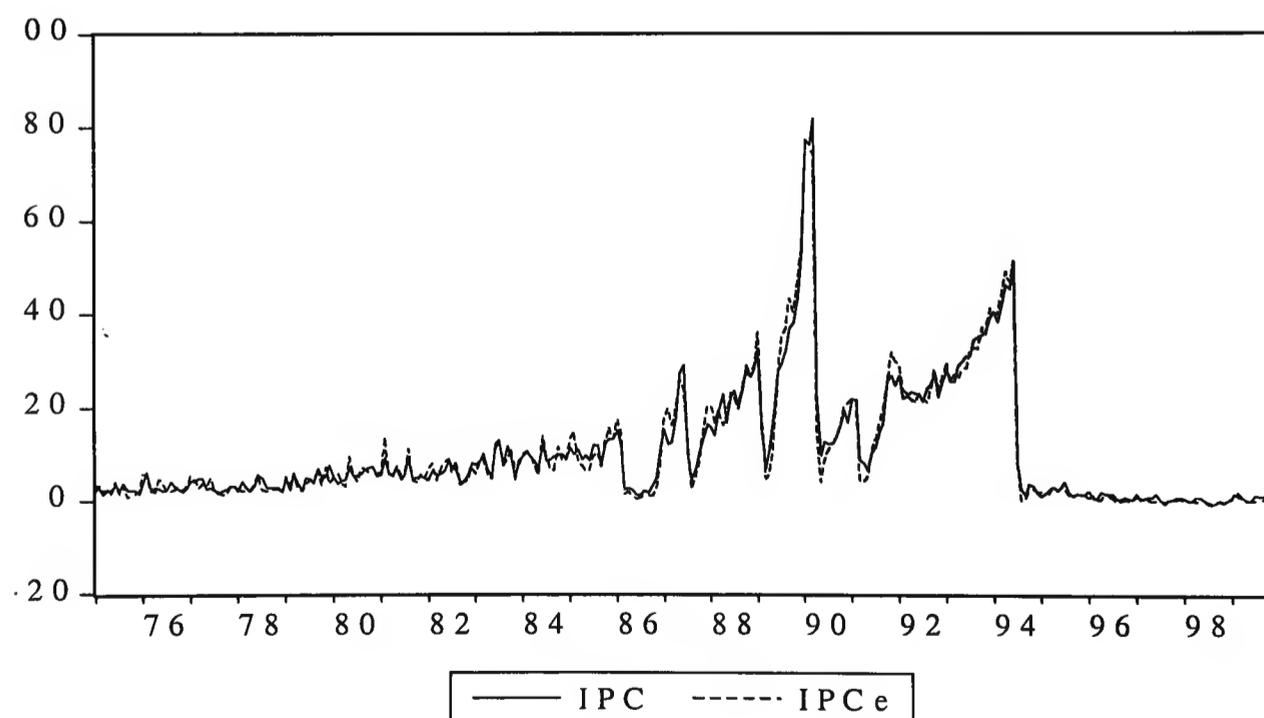


GRÁFICO 2 - DESVIO PADRÃO DOS PREÇOS RELATIVOS DO IPC-FIPE

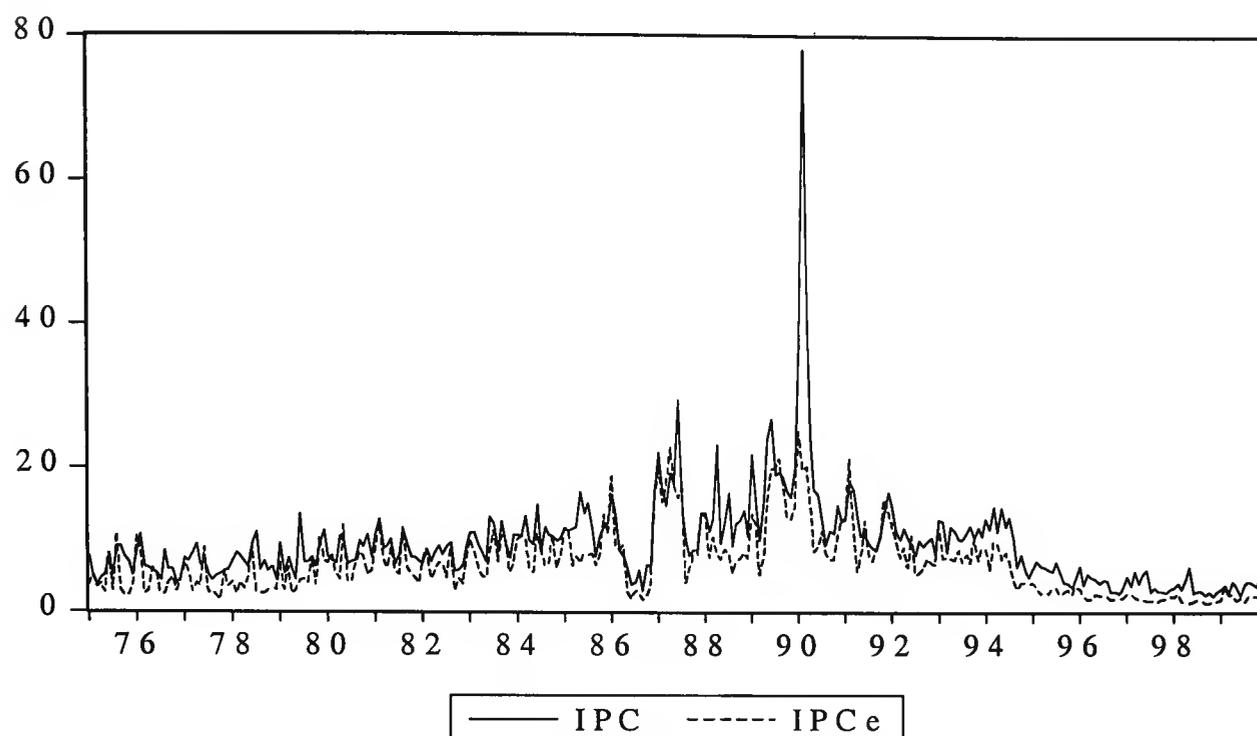


GRÁFICO 3 - COEFICIENTE DE ASSIMETRIA DOS PREÇOS RELATIVOS DO IPC-FIPE

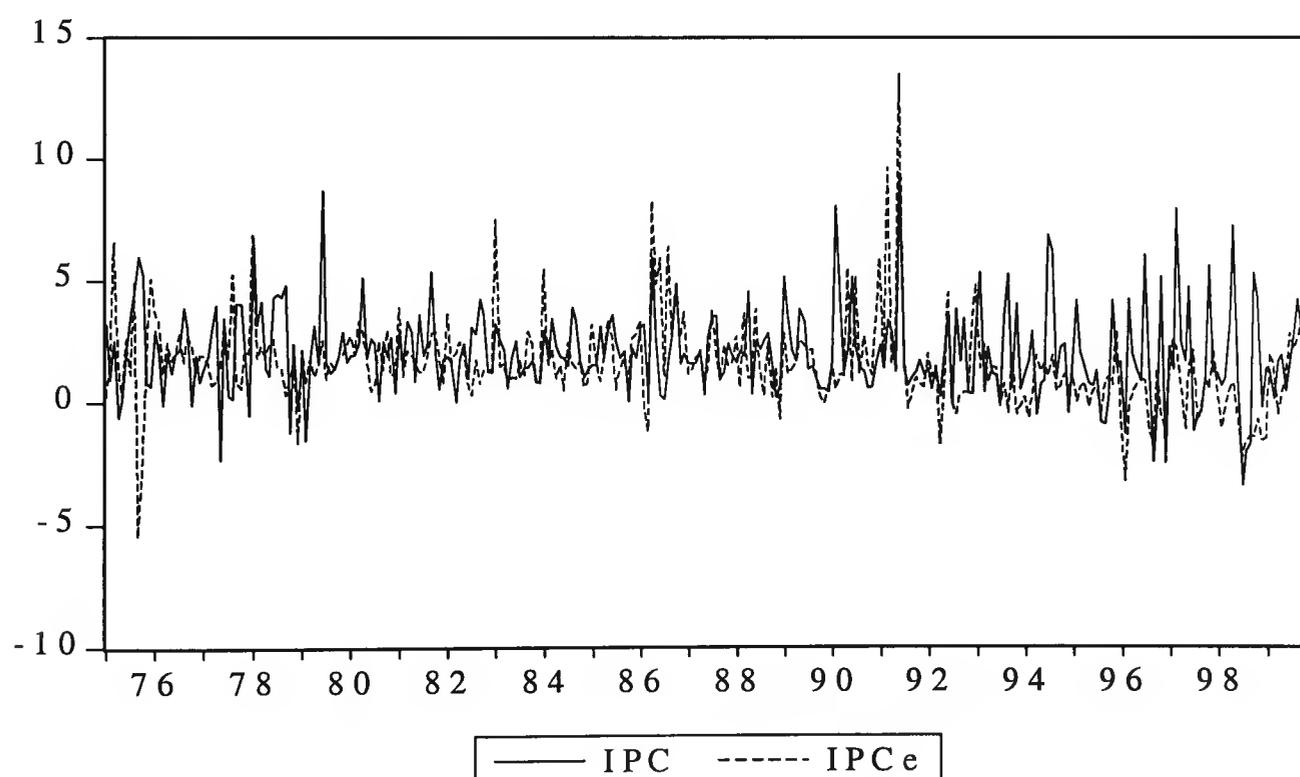


GRÁFICO 4 - COEFICIENTE DE CURTOSE DOS PREÇOS RELATIVOS DO IPC-FIPE

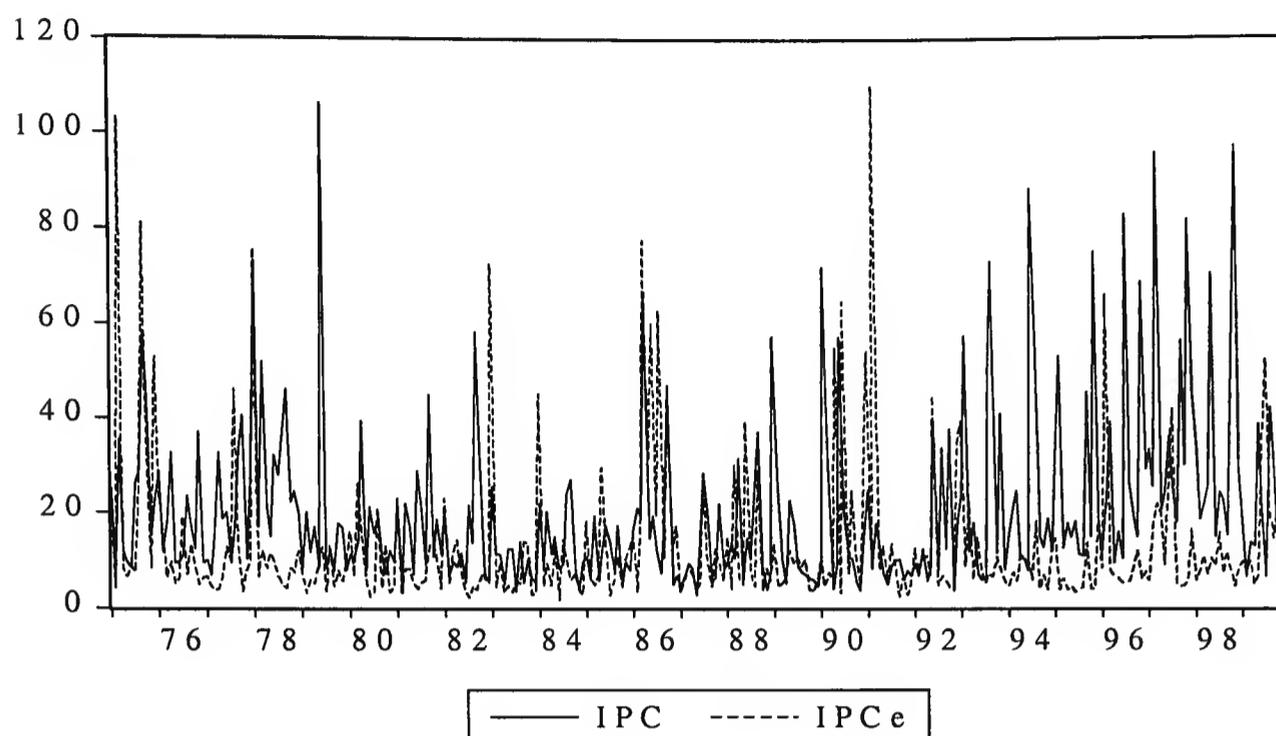


GRÁFICO 5 - TAXA DE VARIAÇÃO E DESVIO PADRÃO DOS PREÇOS DO IPC

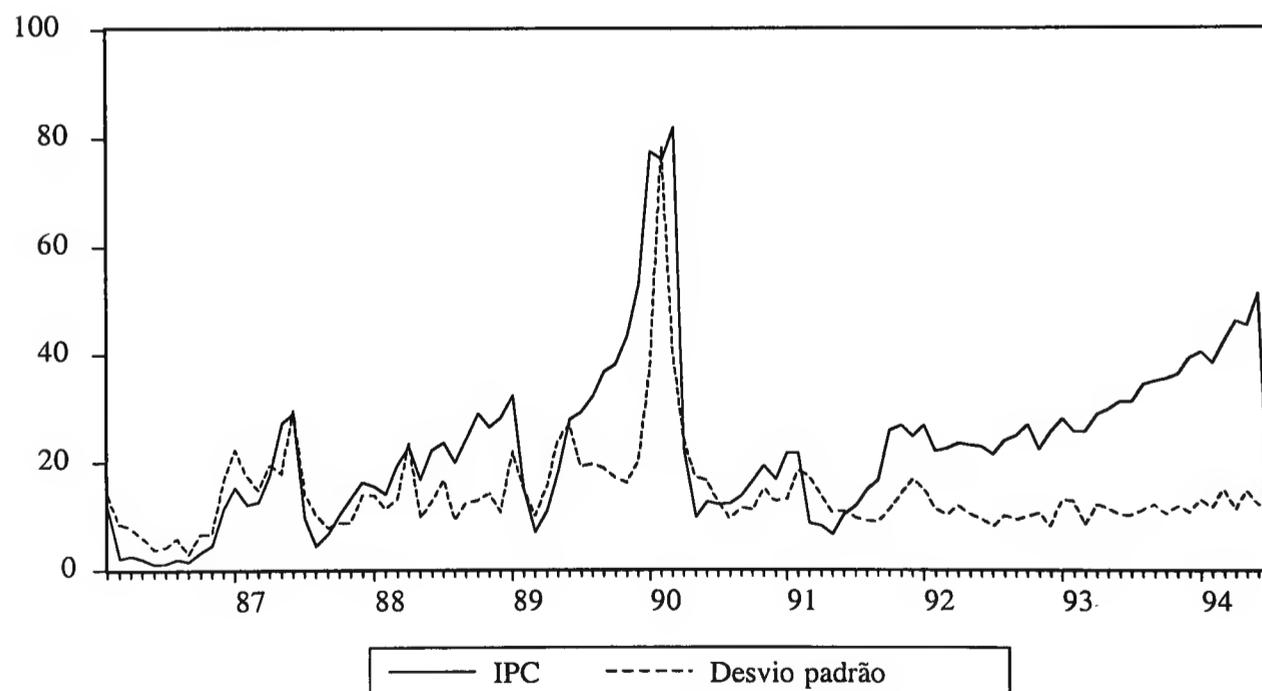
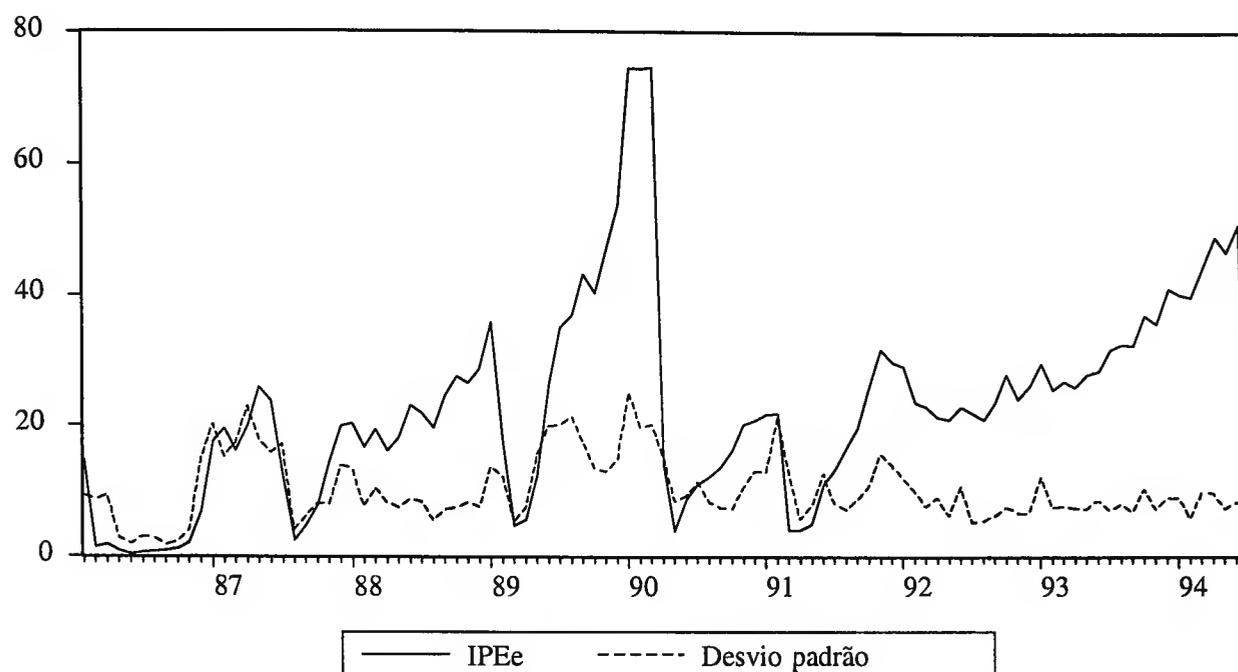


GRÁFICO 6 - TAXA DE VARIAÇÃO E DESVIO PADRÃO DOS PREÇOS DO IPCe



(Recebido em junho de 2001. Aceito para publicação em janeiro de 2003).