

# Núcleo da inflação: análise comparativa dos métodos “média aparada” e “exclusão prévia” aplicados a dados mensais desagregados

Vera Lucia Fava<sup>§</sup>  
Heron Carlos Esvael do Carmo<sup>§</sup>

## RESUMO

Discute-se neste artigo alguns métodos utilizados para estimar o *core* ou núcleo da inflação, tema que tem despertado crescente interesse após a adoção da política de metas inflacionárias no Brasil e em diversos outros países. Os métodos da “exclusão prévia” e da “média aparada” são aplicados aos dados desagregados do IPC-Fipe, para o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2000. Os resultados obtidos indicam que o método da média aparada leva à subestimação do IPC no longo prazo, qualquer que seja o ambiente inflacionário considerado. O método da exclusão prévia é um indicador adequado da tendência da inflação apenas no período dos congelamentos de preços. Conclui-se que a autoridade monetária brasileira não deve adotar nenhuma dessas medidas de núcleo como meta da inflação.

**Palavras-chave:** núcleo da inflação, média aparada, método da exclusão prévia.

## ABSTRACT

This article wishes to discuss some methods that are used to estimate core inflation. Since the Brazilian inflation target policy was adopted, as well as in other countries, core inflation has arisen as a major issue. The “previous exclusion of items” and trimmed mean methods are applied to disaggregated data of IPC-FIPE, from January-1975 through December-2000. Results show that the trimmed mean method underestimates IPC-FIPE in the long term, no matter the inflation trend. The previous exclusion of items method is a suitable indicator of the inflation trend only in the period of prices “freezing”. It is concluded that Brazilian Monetary Authorities should not adopt those core inflation measures as inflation target.

**Key words:** core inflation, trimmed mean, previous exclusion of items method.

**JEL classification:** C43, E31, E52.

---

§ Professores do Departamento de Economia da FEA/USP.

Recebido em agosto de 2001. Aceito em janeiro de 2002.

## 1 Introdução

Embora já marcasse presença na literatura econômica, o tema *core inflation* ou **núcleo da inflação** ganhou destaque nos anos noventa. Isto se deveu provavelmente à adoção da política de metas de inflação por parte de vários países, o primeiro dos quais foi a Nova Zelândia. Em 1999, o Brasil também passou a integrar esse grupo.

Ao adotar o regime de metas de inflação, um país depara-se inicialmente com o problema da mensuração da inflação. A rigor, nenhum país consegue calcular o índice de inflação. O que se calcula, na prática, são índices de preços específicos a certos segmentos da economia (setores, regiões, classes de renda etc.). Dadas as peculiaridades metodológicas de cada um, esses índices podem ter comportamentos muito distintos entre si, não só no curto prazo como também no médio e longo prazos. Pode-se citar como exemplo as seguintes variações de preços no ano 2000, referentes a alguns índices calculados no Brasil: 4,4% para o IPC-Fipe, 6,0% para o IPCA, 9,8% para o IGP-DI e 12,1% para o IPA-DI. Qual deles deve ser escolhido como referência para a meta de inflação?

Quase todos os países que optaram pela política de metas de inflação elegeram o índice de preços ao consumidor (IPC) como o indicador do fenômeno inflacionário. Scott (1998) atribui essa escolha a fatores teóricos e práticos. Ele argumenta que, como a principal preocupação da política monetária é a maximização do bem-estar dos indivíduos, o índice de preços a ser adotado como meta deve ser o que mais se aproxima do conceito de custo de vida. Adicionalmente, como um dos principais custos da inflação é a incerteza sobre os preços futuros, a melhor forma de minimizá-la é por meio da estabilização do IPC, pois este é o índice que afeta o maior número de pessoas. Como último motivo teórico aponta o fato de que as expectativas sobre a inflação costumam ser formadas com base no índice de preços ao consumidor. A justificativa prática para a adoção do IPC como meta é que este índice é geralmente o que apresenta melhor qualidade.

Feita a escolha do índice de preços representativo da inflação, resta definir se será utilizado o índice “cheio” ou o seu *core*. Surge então a necessidade de obter uma medida do **núcleo** da inflação. Este propósito esbarra em uma primeira dificuldade, que é conceituar precisamente núcleo. Constata-se, consultando-se a literatura econômica sobre o assunto, que não há uma definição consensual de *core inflation*<sup>1</sup>, do que se dispõe, a bem da verdade, é de algumas aproximações. Os contornos da questão, conforme já apontado por Picchetti e Toledo

---

1 Ver, por exemplo, Eckstein (1981), Quah e Vahey (1995) e Delfim Netto (1999).

(2000), foram apropriadamente delineados no artigo de Delfim Netto (1999), que considera, em síntese, como propriedade desejável de um *core*, a de permitir distinguir perturbações passageiras atribuídas a quebras de safras, aumentos de preços administrados e impostos, por exemplo, de perturbações explicadas por pressões estruturais de oferta e procura. As primeiras alteram preços relativos, mas não produzem um processo inflacionário, enquanto o efeito de pressões estruturais, que podem ser afetadas pela política monetária, é cumulativo.

Um outro problema é o de obter estimativas de indicadores do núcleo da inflação a partir de informações disponíveis.

Os procedimentos mais ágeis de obtenção dessas estimativas são aqueles que tomam por referência informações desagregadas de IPCs mensais, como os utilizados pelos dois métodos analisados neste artigo: médias aparadas e exclusão prévia. Para obter estimativas do núcleo, esses procedimentos consideram as distribuições de taxas de variação dos preços, a cada período, devidamente ponderadas pela importância de cada item ou subitem em um orçamento de referência. Apesar disto parecer uma restrição, a evolução temporal das taxas de variação de cada componente de um IPC é afetada por choques de efeito temporário, pressões estruturais de oferta e demanda e eventuais esquemas de administração de preços e indexação. As duas metodologias buscam eliminar choques temporários e reajustes de preços administrados, inclusive alguns com cláusula de indexação, mas os efeitos de propagação desses choques podem afetar a distribuição de taxas de variação nos períodos subsequentes e as respectivas estimativas do núcleo.

Há vários procedimentos para mensurar o núcleo da inflação; a decisão sobre qual medida adotar costuma levar em conta algumas propriedades desejáveis. Também quanto a este aspecto não existe unanimidade. Considera-se, neste trabalho, que uma medida de núcleo da inflação deve:<sup>2</sup>

1. Ser computável no mesmo instante de tempo que o índice cheio está sendo gerado, ou seja, seu cálculo não deve requerer informações futuras.
2. Ser invariante no tempo, ou seja, o valor do núcleo no instante  $t$  não deve mudar quando informações posteriores se tornarem conhecidas.

---

2 Outras propriedades podem ser encontradas em Roger (1997, 1998) e Wynne (1999).

3. Ser facilmente compreensível pelo público.
4. Poder ser calculada também por outras instituições, pesquisadores etc., de forma que seu valor pode ser checado pela sociedade.
5. Ter tendência igual à do índice cheio de forma tal que não subestime nem superestime sistematicamente o índice de preços de origem.
6. Apresentar variância inferior à do índice cheio, indicando que as oscilações de curto prazo em torno da tendência, provocadas por choques de efeito transitório, foram adequadamente captadas.

Implícita nas propriedades 2 a 5 está um aspecto de grande relevância, qual seja, a credibilidade do indicador do núcleo da inflação.

As alternativas para mensurar o **núcleo** podem ser classificadas em dois grupos: os métodos baseados em modelos e os que não fazem uso da modelagem econométrica.

Os métodos baseados em modelos econométricos, que não serão utilizados neste artigo, não apresentam a propriedade 2, pois a instabilidade temporal dos parâmetros estimados, decorrente do acréscimo de novas observações, fará com que o núcleo estimado para um determinado mês venha a ser seguidamente alterado.<sup>3</sup> O instrumental econométrico necessário não é trivial, o que pode comprometer as propriedades 3 e 4.

Dois procedimentos não baseados em modelos serão avaliados neste trabalho. Eles apresentam a vantagem de serem mais ágeis na obtenção das estimativas de núcleo por tomarem por base informações desagregadas de IPCs mensais. Para obter estimativas do núcleo, esses métodos consideram as distribuições de taxas de variação dos preços, a cada período, devidamente ponderadas pela importância de cada item ou subitem em um orçamento de referência. Apesar disto parecer uma restrição, a evolução temporal das taxas de variação de cada componente de um IPC é afetada por choques de efeito temporário, pressões estruturais de oferta e demanda e eventuais esquemas de administração de preços e indexação. As duas metodologias buscam eliminar choques temporários e reajustes de preços administrados, inclusive alguns com cláusula de indexação, mas os efeitos de propagação

---

3 Aplicações de métodos baseados em modelos podem ser encontradas em Cogley (1998), Picchetti e Toledo (2000) e Quah e Vahey (1995).

desses choques podem afetar a distribuição de taxas de variação nos períodos subseqüentes e as respectivas estimativas do núcleo.

Um dos métodos analisados neste artigo consiste em excluir permanentemente do índice alguns componentes cujas variações de preços são mais voláteis. Este procedimento será aqui denominado método da “exclusão prévia”. A maior volatilidade observada para alguns componentes estaria associada a choques transitórios e, portanto, ao desconsiderar esses componentes, resultaria uma medida do *core*. A seleção dos componentes a serem excluídos é feita com base na observação do funcionamento dos mercados ao longo do tempo. Os alimentos são um exemplo típico desses componentes, em particular, os produtos *in natura* cujos preços apresentam comportamento fortemente sazonal, além de serem mais sujeitos a choques de oferta. O método da exclusão prévia é empregado por todos os países que trabalham com metas de inflação, exceção feita ao Brasil que adota o IPCA “cheio”. Esta forma de medir o *core* é geralmente criticada pelo fato de desconsiderar a possível existência de outros focos de choques transitórios que, uma vez não excluídos, deturpariam a medida do **núcleo** da inflação.

Bryan e Cecchetti (1994) propõem como “solução” para esta deficiência o método da “média aparada”. Trata-se de um procedimento eminentemente estatístico, que consiste em excluir do índice os componentes cujos preços apresentarem, a cada mês, as maiores variações em módulo. O argumento estatístico para tal prática é o seguinte: tendo em vista que a distribuição das taxas de variação dos preços costuma ser assimétrica e leptocúrtica, a tendência central da distribuição é mais adequadamente estimada pela média aparada.

A justificativa teórica é dada pelo modelo de Ball e Mankiw (1995), que utiliza a abordagem do *menu cost*. A suposta vantagem deste procedimento em relação ao método da exclusão prévia é, segundo Bryan e Cecchetti, que com o método da média aparada todos os choques transitórios estariam sendo eliminados do índice e o resultado seria a correta medida do *core*. Ou seja, de acordo com os autores, todas as variações de preços que se encontram nas caudas da distribuição são necessariamente transitórias. Esta interpretação é correta dentro dos limites estabelecidos pelo modelo de Ball e Mankiw. Ocorre que este modelo é construído sobre hipóteses bastante simplificadoras e, o mais importante, é um modelo estático. Portanto, a formação de expectativas, que é um ponto de grande relevância quando se discute persistência dos choques aleatórios, é inteiramente desconsiderada. Se, por exemplo, choques ocorridos de forma localizada em alguns setores, em um dado mês, redundarem em aumento do índice de preços nesse mês e levarem os agentes a preverem aumentos de preços em outros setores, devem eles ser excluídos do *core*? Pelo método da média aparada, eles fatalmente o serão. Não bastasse isso, se esses choques induzirem a aumentos em outros

setores no mês subsequente, também estes estarão sujeitos a serem eliminados do *core*. Portanto, um choque pode ser transitório em relação a um setor específico, mas seu efeito pode se disseminar para outros setores, tornando-o permanente em relação à inflação.

O que se pode concluir é que enquanto o método da exclusão prévia é mais suscetível a falhar pela falta de corte, o método da média aparada é mais suscetível a falhar pelo excesso. Na base dos problemas apontados nos dois casos está a grande dificuldade em saber se um choque terá efeito transitório ou permanente sobre a inflação.

Esta dificuldade pode aumentar ainda mais quando se observa que os usuários desses métodos costumam decidir “o que” (método da exclusão prévia) ou “quanto” (método da média aparada) excluir tomando por base itens que são agregados de produtos e/ou serviços que compõem os índices de preços. Esses itens seguem tradicionalmente a classificação por tipo ou finalidade de uso dos bens e serviços. Por exemplo, a última classificação do IPCA-IBGE, implantada juntamente com a atualização da estrutura de ponderação em agosto de 1999, é baseada na finalidade de uso proposta pela ONU e OCDE (Eurostat) em 1998.

O problema com essa prática é que apesar de estarem associados à mesma finalidade de uso, os itens que compõem um determinado grupo não estão necessariamente submetidos às mesmas regras de formação dos preços ou às mesmas fontes de choques aleatórios. Um exemplo disto é o item Farinha, Féculas e Massas do IPC-Fipe, que é constituído por artigos como a Farinha de Trigo e o Macarrão, em que o primeiro é um insumo na produção do segundo. Alguns itens agregam serviços e produtos, como é o caso do item Recreação do IPC-FIPE, que inclui produtos como os Brinquedos e serviços como Teatro. Analisando-se a classificação adotada pelo IPCA-IBGE, a combinação, no mesmo item, de artigos com diferentes graus de processamento e de produtos e serviços é mais disseminada do que no IPC-Fipe.

Enfim, o dado referente ao item agrega todos os choques sofridos por seus componentes, o que dificulta a identificação dos focos de choques e a análise da persistência destes. Além disso, o valor do **núcleo** da inflação variará em função do sistema de classificação e do nível de agregação adotado, ou seja, sempre é possível operar, mesmo assumindo a finalidade de uso como princípio, com sistemas com número variado de itens. Parece, portanto, mais adequado trabalhar com o maior nível de desagregação possível.

Tanto o método da exclusão prévia quanto o da média aparada apresentam as propriedades 1 a 4. A verificação das duas últimas propriedades requer a aplicação efetiva desses métodos a uma base de dados. Isto será feito nas duas próximas seções, tomando por base os preços do IPC-Fipe.

A série do IPC-Fipe considerada neste estudo estende-se de janeiro de 1975 a dezembro de 2000. Tendo em vista as alterações na dinâmica da inflação durante esse período de tempo, ele será dividido em três partes: *i*) janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, ou seja, o período anterior aos congelamentos de preços; *ii*) março de 1986 a junho de 1994, período que abrange os planos de estabilização do Cruzado ao Collor II; *iii*) julho de 1994 a dezembro de 2000, etapa iniciada com o plano Real. É, assim, possível avaliar como as duas medidas de *core* se comportam em diferentes ambientes inflacionários.

O nível de desagregação adotado é o maior possível, ou seja, trabalha-se com os produtos e serviços conforme comercializados no mercado. Por exemplo, não é considerado o agregado “frutas” e sim cada tipo de fruta que o compõe. O número de itens do IPC-Fipe aumentou a cada nova pesquisa de orçamentos familiares (POF) realizada: são 248 componentes para 1975/84, 272 para 1985/93, 344 para 1994/99 e 505 para o ano 2000. Seguindo as POFs, quatro estruturas de ponderação são utilizadas.

Embora o IPC-Fipe seja um índice geométrico (IG), é também analisado o índice aritmético (IA) com o intuito de avaliar a eventual influência da fórmula de cálculo do índice de preços sobre a média aparada. As fórmulas desses índices são as seguintes:

$$IG_t = \sum_{i=1}^n \left( \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{w_j^i}$$

$$IA_t = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} w_j^i$$

onde  $p_t^i$  é o preço do item  $i$  no mês  $t$ ,  $w_j^i$  é o peso do item  $i$  dado pela POF  $j$  e  $n$  é o número de itens que compõem o índice de preços no mês  $t$ .

## 2 O IPC-Fipe “aparado”

Tendo em vista que o argumento estatístico para a aplicação do método da média aparada é a assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços, verificou-se inicialmente qual é o comportamento dos dados do IPC-Fipe no que diz respeito a este aspecto. O teste de assimetria aplicado levou aos resultados contidos na Tabela 1. Dos 312 meses que compõem o período de janeiro de 1975 a dezembro de 2000, 291, ou seja, 93% apresentaram

distribuição assimétrica no caso da fórmula aritmética. Esse percentual pouco se alterou quando se analisou os três períodos individualmente. É importante ressaltar que a assimetria foi predominantemente positiva nos três períodos, embora em menor grau no pós-Real. Como era de se esperar, quando se adotou o índice geométrico a porcentagem de meses com distribuição assimétrica diminuiu. Reduziu-se também a porcentagem de casos de assimetria positiva, que mesmo assim continuou bastante elevada nos dois primeiros períodos. No período mais recente a redução foi mais significativa: 53% das assimetrias eram positivas.

**Tabela 1**  
**Resultados do Teste de Assimetria**

Período	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	Distribuição Assimétrica		Ass. Positiva	Distribuição Assimétrica		Ass. Positiva
	nº de meses	%	%	nº de meses	%	%
1975:01-1986:02	126	94	95	125	93	83
1986:03-1994:06	91	91	99	83	83	82
1994:07-2000:12	74	95	74	68	87	53
1975:01-2000:12	291	93	91	276	88	75

Obs.: O teste aplicado é dado por  $A = n[S^3]^2 / 6 \sim \chi_1^2$ , onde  $S^3$  é o coeficiente de assimetria. O nível de significância adotado foi de 5%.

Uma vez constatada a assimetria da distribuição das taxas de variação dos preços, procedeu-se ao cálculo do núcleo da inflação de acordo com o método da média aparada. Foram feitos cortes de 5%, 10%, 15%, 20% e 25% em cada cauda da distribuição.<sup>4</sup> Os índices de preços resultantes serão referidos, respectivamente, como núcleo5, núcleo10, núcleo15, núcleo20 e núcleo25.

Os índices médios obtidos para cada período e os correspondentes desvios padrões podem ser observados na Tabela 2. O objetivo de se obter um índice de preços menos sujeito a oscilações do que o índice cheio (propriedade 6) é atingido pelo método da média aparada e nem poderia ser de outra forma, uma vez que os extremos da distribuição ou *outliers* são excluídos do cálculo do índice. E, obviamente, quanto maior o corte, menor a variância. Por exemplo, no período dos congelamentos de preços, que apresentou a maior volatilidade das taxas de inflação, o desvio padrão médio do IPC-Fipe aritmético foi 13,99%; o corte de 5% na distribuição reduziu este valor para 7,85%, com o corte de 25%, o desvio padrão ficou mais de 10 pontos percentuais abaixo do referente ao índice cheio.

4 Todos os cálculos e testes levaram em conta o peso de cada item do IPC-Fipe no mês de referência do índice.

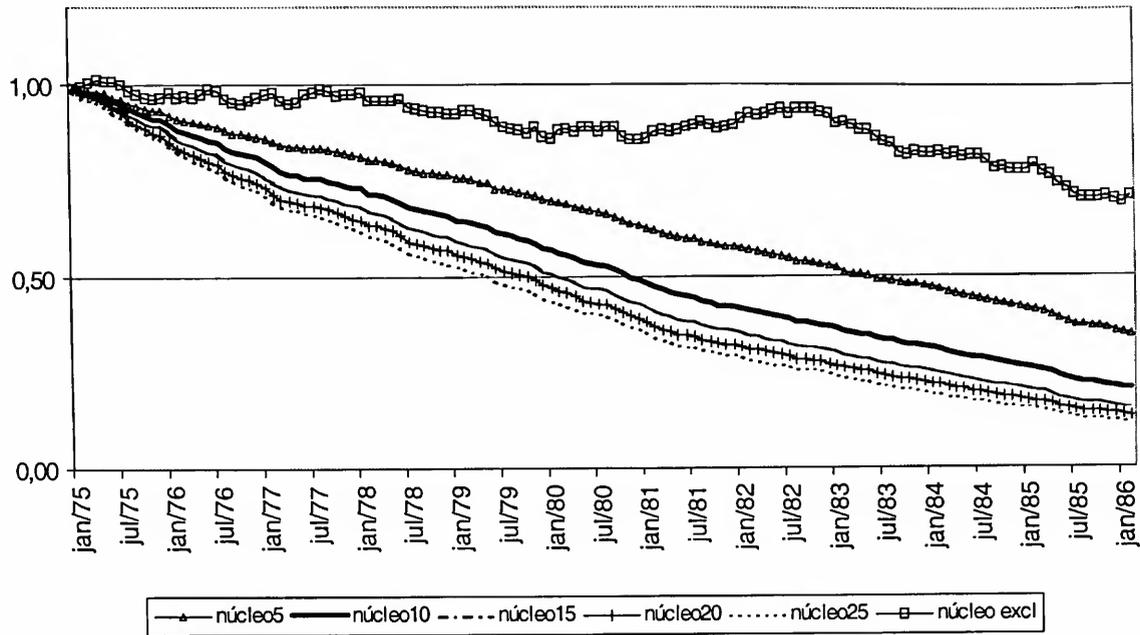
**Tabela 2**  
**Valores Médios dos Índices de Preços e dos Desvios Padrões Segundo os Períodos**

Estatística	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12
<b>Índice</b>						
IPC-Fipe	5,74	22,86	0,91	5,41	22,08	0,82
núcleo5	4,89	21,72	0,67	4,78	21,42	0,65
núcleo10	4,48	21,53	0,60	4,41	21,34	0,59
núcleo15	4,27	21,34	0,53	4,23	21,21	0,52
núcleo20	4,15	21,18	0,47	4,12	21,09	0,46
núcleo25	4,05	21,04	0,42	4,03	20,99	0,42
núcleo-excl	5,46	22,94	0,90	5,33	22,48	0,87
<b>Desvio padrão</b>						
IPC-Fipe	8,46	13,99	4,15	7,73	10,71	4,05
núcleo5	4,64	7,85	1,84	4,38	6,53	1,82
núcleo10	3,55	6,21	1,32	3,39	5,17	1,31
núcleo15	2,87	5,03	0,97	2,76	4,19	0,96
núcleo20	2,32	4,04	0,72	2,23	3,35	0,71
núcleo25	1,85	3,20	0,56	1,78	2,65	0,56
núcleo-excl	5,14	9,84	2,14	4,69	7,95	2,13

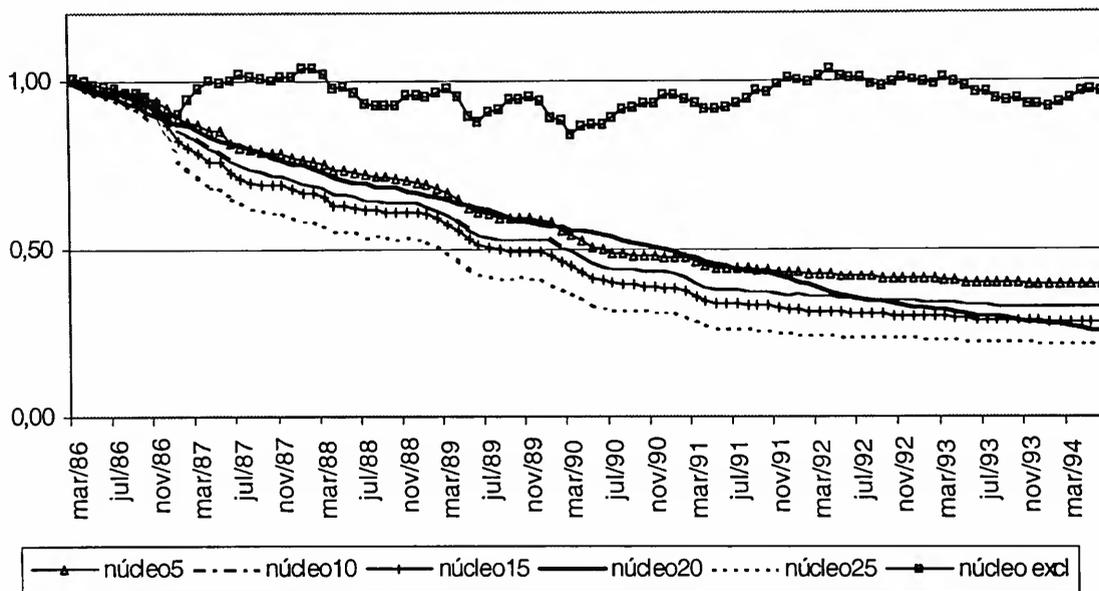
Mas, além de diminuir a variância, a média aparada reduziu também, de forma sistemática e significativa, o valor médio do índice. E este não é um resultado desejável. Para avaliar a real dimensão dessa redução, as taxas mensais dos índices aparados foram acumuladas e comparadas aos valores correspondentes calculados para o índice cheio. Os Gráficos 1 e 2 mostram, mês a mês, a razão entre o núcleo acumulado e o IPC-Fipe acumulado. Constatou-se que essa razão decresce de forma quase sistemática ao longo do tempo. A redução acumulada no final de cada período é muito expressiva, conforme revelam os dados da Tabela 3. No primeiro período, que é também o mais longo, ocorre a maior redução, tanto em termos absolutos quanto relativos. No final desse período, o núcleo5 acumulado equivale a apenas 35% do IPC aritmético acumulado; para o núcleo25, o valor correspondente é 12%. Mesmo considerando o caso de menor diferença entre os acumulados, qual seja, o IPC geométrico no período 1994:07-2000:12, persiste a razão inferior à unidade: o núcleo5 corresponde a 88% do índice cheio no final do período e o núcleo25 a 74%.

### Gráfico 1 Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado – Índice Aritmético

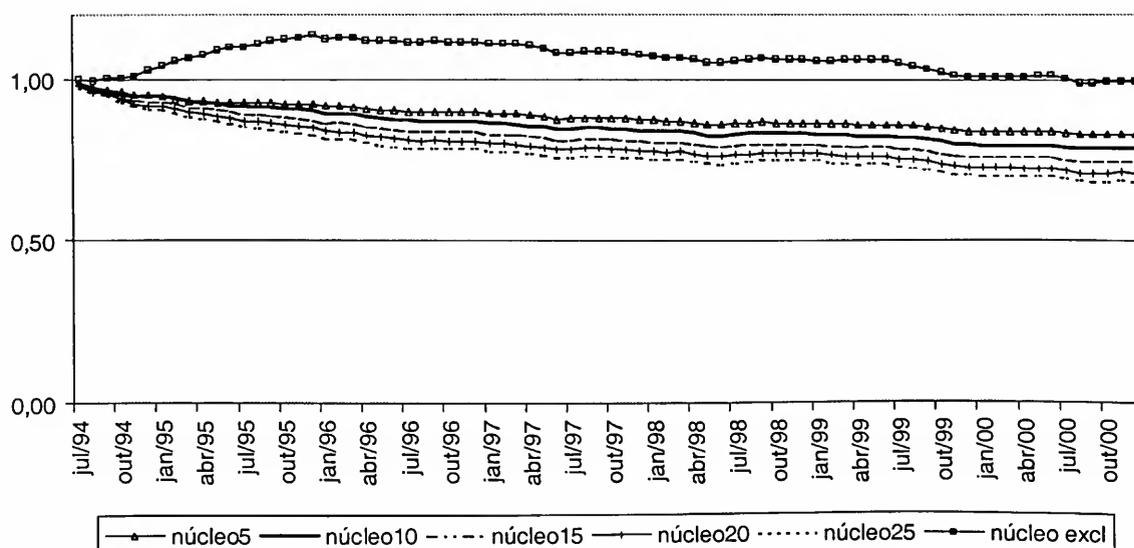
a) 1975:01 - 1986:02



a) 1986:03 - 1994:06

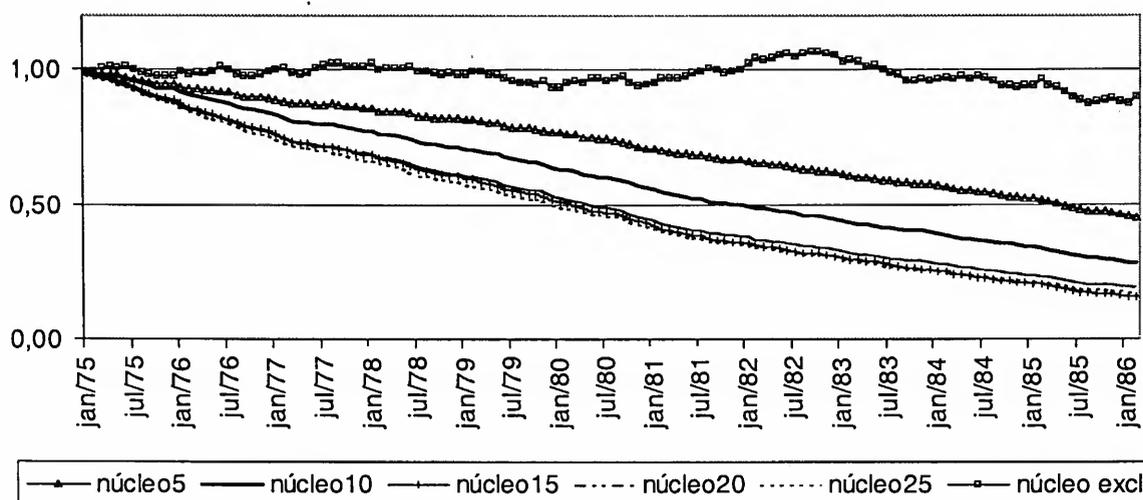


a) 1994:07 - 2000:12

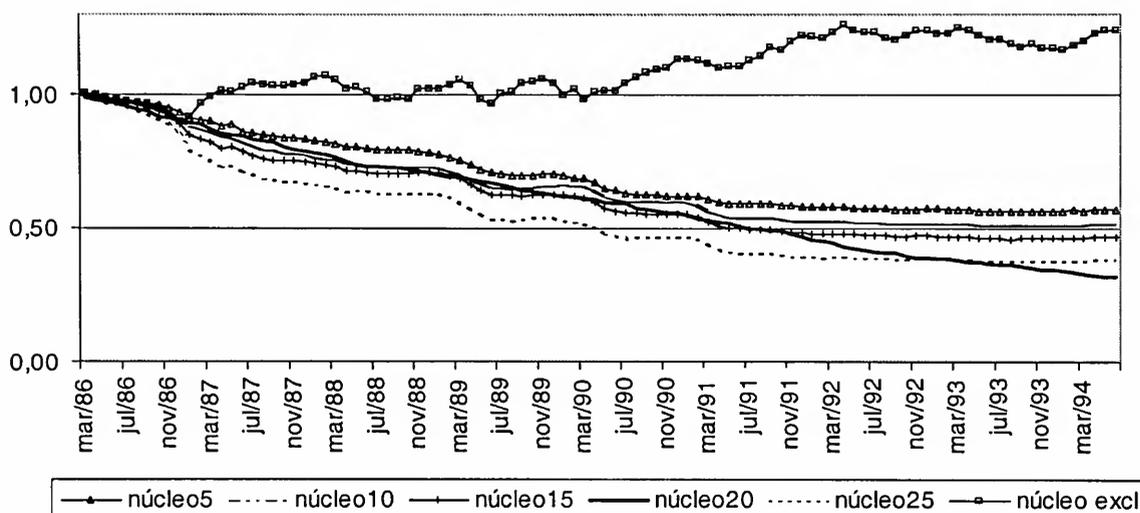


## Gráfico 2 Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado – Índice Geométrico

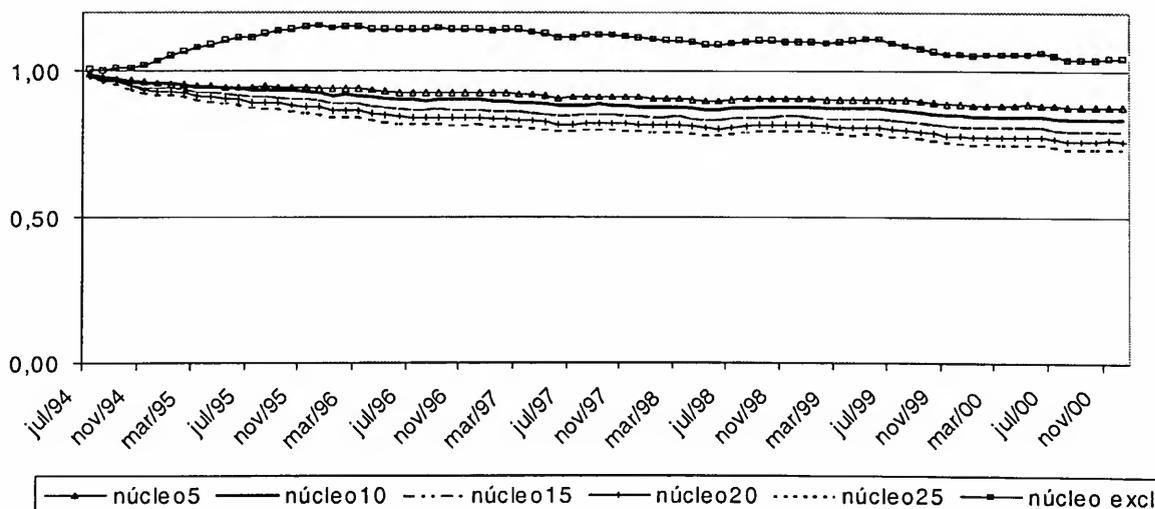
### a) 1975:01 - 1986:02



### a) 1986:03 - 1994:06



### a) 1994:07 - 2000:12



**Tabela 3**  
**Núcleo Acumulado/IPC-Fipe Acumulado no Final do Período**

núcleo	Índice Aritmético			Índice Geométrico		
	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12	1975:01- 1986:02	1986:03- 1994:06	1994:07- 2000:12
núcleo5	0,35	0,39	0,83	0,45	0,57	0,88
núcleo10	0,20	0,33	0,79	0,28	0,52	0,84
núcleo15	0,16	0,28	0,75	0,22	0,47	0,80
núcleo20	0,13	0,24	0,71	0,19	0,42	0,76
núcleo25	0,12	0,22	0,69	0,17	0,38	0,74
núcleo-excl	0,71	0,96	0,99	0,90	1,24	1,04

Pode-se, então, afirmar que, pelo menos no caso do IPC-Fipe, a média aparada, ao invés de captar o **núcleo**, reflete a **borda** do índice. Portanto, no caso analisado, o método da média aparada não atende à propriedade 5.

A principal causa da subestimação do IPC é, evidentemente, a predominância de assimetria positiva. Uma forma óbvia de contornar esse problema seria a aplicação de cortes assimétricos: aparar proporcionalmente menos a cauda superior da distribuição.<sup>5</sup> Do ponto de vista prático, essa não é bem uma solução. Se já é difícil definir a porcentagem “ótima” para o corte simétrico, mais complicado ainda será estabelecer os valores de corte assimétrico. A dificuldade não diz respeito ao aspecto operacional de definição dos cortes, mas sim à transparência e credibilidade da medida de núcleo. Isto porque, em primeiro lugar, os procedimentos utilizados para definir os cortes “mais adequados” requerem um *benchmark*, ou seja, uma estimativa do núcleo da inflação. Os usuários desse procedimento partem do pressuposto de que seu *benchmark* reflete adequadamente o *core*. Mas como esta é uma variável não observável, é impossível saber se o pressuposto está correto. Além disso, não existe uma única forma de calcular a estimativa do núcleo. Se, por exemplo, se optar pela média móvel, quantos meses deverão ser utilizados? A média será centrada ou não? Enfim, poderão existir vários *benchmarks* e, conseqüentemente, várias porcentagens “ótimas” de corte.<sup>6</sup> Por qual delas a autoridade monetária deverá optar?

5 Esta é a sugestão de Bryan e Cecchetti (2001) para o caso brasileiro.

6 O mesmo problema ocorre com os métodos baseados em modelos que buscam estimar uma tendência comum dos componentes do índice de preços. Nesse caso, o *benchmark* variará em função do nível de agregação dos componentes e a forma funcional adotados.

Há ainda outro complicador no caso do corte assimétrico. A rigor, para evitar a subestimação ou superestimação do núcleo da inflação, os valores de corte deveriam variar mês a mês, de acordo com o grau de assimetria da distribuição, a menos que este fosse razoavelmente invariante no tempo. Mas, pelo que se observa no caso do IPC-Fipe, os coeficientes de assimetria têm oscilado muito. A título de ilustração, no período pós-Real os coeficientes de assimetria positiva variaram de 0,42 a 7,98. Esse comportamento do IPC-Fipe reflete, muito provavelmente, o que acontece com outros índices de preços brasileiros, já que a realidade econômica é a mesma. Volta-se, portanto, ao ponto anterior: embora seja operacionalmente viável definir cortes assimétricos variáveis a cada mês, tal prática pode comprometer a credibilidade do indicador do núcleo da inflação.

Uma forma alternativa de evidenciar a subestimação do núcleo do IPC-Fipe pelo método da média aparada é propiciada pela análise de cointegração. Se o *core* da inflação estiver bem estimado, espera-se que ele cointegre com o índice de preços correspondente. E mais: o modelo que indicar cointegração não pode conter termos deterministas e o vetor cointegrante deve ser  $[1 \ -1]$ .

A aplicação do procedimento de Johansen (1988, 1995) aos dados do IPC-Fipe e das estimativas de seu núcleo obtidas pelo método da média aparada levou aos resultados contidos nas Tabelas 4 e 5. O procedimento foi aplicado apenas aos dois primeiros períodos, pois no pós-Real a existência de raiz unitária foi rejeitada pelos testes de Dickey e Pantula (1987) e Dickey e Fuller (1979, 1981).<sup>7</sup>

A existência de um vetor de cointegração entre o IPC-Fipe e o núcleo<sup>5</sup> não foi rejeitada para o período 1975:01-1986:02, mas o coeficiente de ajustamento significativamente diferente de zero é referente ao núcleo. Esse resultado é inconsistente, pois o que se espera é que o índice cheio responda aos desequilíbrios de curto prazo e não o núcleo que seria, por definição, o indicador de tendência a ser seguido pelo índice cheio.

---

7 Os resultados dos testes de raízes unitárias podem ser solicitados aos autores.

**Tabela 4**  
**Resultados do Teste de Cointegração - Estatística do Traço**

Ho: $p$ vetores de cointegração	Núcleo 5	Núcleo 10	Núcleo 15	Núcleo 20	Núcleo 25
<b>Índice aritmético</b>					
1975:01-1986:02					
$p = 0$	19,39**	13,31*	11,22	10,31	9,39
$p \leq 1$	3,06	2,86	2,53	2,59	2,35
1986:03-1994:06					
$p = 0$	11,86	12,53*	10,61	10,65	10,79
$p \leq 1$	0,29	0,80	0,23	0,18	0,62
<b>Índice geométrico</b>					
1975:01-1986:02					
$p = 0$	20,52**	10,66	8,94	8,33	7,71
$p \leq 1$	2,86	2,39	1,63	1,70	1,31
1986:03-1994:06					
$p = 0$	10,90	12,30	12,39	12,66*	11,71
$p \leq 1$	0,29	0,36	0,54	0,45	0,58

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 5**  
**Coefficientes de Ajustamento**

	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
<b>Índice aritmético</b>		
IPC-Fipe núcleo5	0,55	
	1,05*	
IPC-Fipe núcleo10	0,20	-0,10
	0,52	0,21
<b>Índice geométrico</b>		
IPC-Fipe núcleo5	0,77	
	1,34*	
IPC-Fipe núcleo20		0,74
		1,13

Obs.: \* indica valor significativo a 5%; foi aplicado o teste  $\chi^2$

Nos demais casos em que se observou cointegração - IPC aritmético e núcleo10 nos dois períodos e IPC geométrico e núcleo20 no segundo período - a hipótese de um vetor cointegrante só não foi rejeitada ao nível de significância de 5% e os testes aplicados aos coeficientes de ajustamento levaram à conclusão de que estes não são significantes.

No que diz respeito ao período pós-Real, como as séries são estacionárias, foram estimadas regressões lineares tendo como variável dependente o IPC-Fipe e como variável explicativa o núcleo. O importante agora é que a constante do modelo deve ser igual a zero. Os resultados que se encontram na Tabela 6 indicam exatamente o contrário: todas as constantes estimadas são estatisticamente maiores do que zero, indicando uma vez mais que as medidas de núcleo encontram-se sistematicamente abaixo do IPC-Fipe.

**Tabela 6**  
**Modelos de Regressão Linear para o Período 1994:07 - 2000:12**  
**Variável Dependente: IPC-Fipe**

variável explicativa	Núcleo 5	Núcleo10	Núcleo15	Núcleo20	Núcleo25
<b>Índice aritmético</b>					
constante	0,16**	0,16**	0,20**	0,16**	0,18**
núcleo	1,12**	1,26**	1,31**	1,49**	1,59**
MA(1)	0,47**	0,35**	0,28*	0,30**	0,30**
R <sup>2</sup>	0,95	0,94	0,91	0,90	0,88
<b>Índice geométrico</b>					
constante	0,11**	0,10**	0,14**	0,12**	0,13**
núcleo	1,10**	1,22**	1,29**	1,42**	1,54**
MA(1)	0,45**	0,34**	0,29**	0,29**	0,34**
R <sup>2</sup>	0,95	0,94	0,92	0,90	0,88

Obs.: \*\* (\*) indica valor significativa a 1% (5%). Foi necessária a inclusão de uma equação para a variância condicional - GARCH(1,1) - nos modelos que envolvem o núcleo20 e o núcleo25.

Como o propósito do artigo é comparar resultados da aplicação de dois métodos para as séries desagregadas em nível de subitem do IPC-Fipe, é interessante analisar que subitens foram mais sujeitos a corte em cada um dos períodos de referência. Como o objetivo é apresentar uma síntese dos resultados, a análise se referirá aos componentes do IPC excluídos pelo corte de 20% em cada cauda da distribuição. Como o número de subitens entre os períodos analisados variou de 292, entre janeiro de 1975 e fevereiro de 1986, para 505, entre janeiro e dezembro de 2000, estes foram agrupados em sete categorias, sendo quatro referentes a produtos e três referentes a serviços. Com essa classificação objetiva-se verificar

a incidência de corte de acordo com as características do processo de formação de preços dos artigos e serviços componentes da cesta do IPC-FIPE no período analisado.

No que diz respeito ao agregado de produtos, os industrializados foram separados dos alimentos não industrializados, uma vez que estes são mais sujeitos a choques de oferta. Por sua vez, entre os industrializados foram isolados os combustíveis e os artigos de vestuário. Adotou-se esse procedimento devido à constatação de que os preços dos combustíveis mantiveram-se sob administração de órgãos públicos durante todo o período, enquanto os artigos de vestuário apresentam marcada sazonalidade de preços. Em síntese, os produtos foram desagregados nas categorias: Produtos Industrializados Excluídos Combustíveis e Vestuário; Combustíveis; Vestuário e Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura*. Por sua vez, os serviços foram subdivididos nas seguintes categorias: i) Serviços Públicos, Impostos, Taxas e Loterias; ii) Serviços Privados Regidos por Contratos e Sujeitos à Administração de Preços; iii) Serviços Privados com Preços Determinados pelo Mercado.

Como se pode observar na Tabela 7, para o total do período os artigos de vestuário e alimentos não-industrializados foram os mais frequentemente cortados. Em média, cada subitem de Vestuário foi sujeito à exclusão em 65% dos meses, proporção um pouco superior à dos Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura* (61%). Os serviços em geral apresentaram menor frequência de exclusão, situando-se as três categorias entre 42% e 35%. Com relação à distribuição dos cortes entre as duas caudas, constata-se que, em média, foram mais frequentes os cortes de subitens por estarem situados na cauda inferior do que na situação oposta. O grupo de serviços privados de mercado foi o único em que, em média, os cortes por variação superior ao limite mostraram-se mais frequentes. Entre os outros grupos, os Serviços Públicos registraram a maior concentração relativa de cortes pelo limite inferior. Isto pode ser explicado pelo fato de, durante a maior parte do período analisado, a frequência de reajuste ter sido inferior à mensal. Assim, provavelmente esses itens seriam eliminados do cálculo nos meses de reajuste em que se acumularia a inflação dos meses anteriores e, em maior proporção, nos outros meses em que seus preços se manteriam estáveis, para taxas de inflação positivas.

**Tabela 7**  
**Análise da Exclusão de Subitens por Grupo para Corte Simétrico de 20%**

Grupo	Número de Subitens	Média	Inf. ao Lim.	Sup. ao Lim.	Média de Meses de Corte	
		Total de Meses			Total	Partic. %
<b>1975:01-2000:12</b>						
Prod. Ind. Excl. Comb. e Vest.	317	138	28	24	52	45
Combustíveis	5	180	39	36	75	44
Vestuário	37	96	35	24	59	65
Alim. Semi-Elab. e In-Natura	113	239	76	69	145	61
Serv. Públ - Imp. e Loterias	26	198	60	36	96	42
Serv. Priv- Contratos e Admin.	19	117	35	24	59	35
Serv. Priv.- Mercado	53	146	20	27	46	39
Geral	570	159	42	34	76	47
<b>1975:01-1986:02</b>						
Prod. Ind. Excl. Comb. e Vest.	136	110	12	17	29	33
Combustíveis	3	94	25	24	48	57
Vestuário	6	132	36	30	67	51
Alim. Semi-Elab. e In-Natura	98	121	33	33	66	56
Serv. Públ Imp. e Loterias	17	106	54	22	76	73
Serv. Priv- Contratos e Admin.	6	134	69	28	98	73
Serv. Priv.- Mercado	26	127	15	25	40	32
Geral	292	118	35	26	60	54
<b>1986:03-1994:06</b>						
Prods Ind -exc Comb e Vest	199	67	14	13	27	41
Prods Ind-Combustíveis	4	77	10	11	21	24
Prods Ind-Vestuário	30	21	7	5	12	68
Alim Semi-Elab e In-Natura	94	95	30	26	56	60
Serv. Pub-Imp e Loterias	23	75	22	16	38	51
Serv. Priv- Contr. e Admin.	9	69	20	14	34	48
Serv. Priv.- Mercado	28	76	10	13	23	34
Geral	387	69	16	14	30	47
<b>1994:07-2000:12</b>						
Prods Ind -exc Comb e Vest	299	51	14	9	24	50
Prods Ind-Combustíveis	5	62	16	13	30	48
Prods Ind-Vestuário	33	65	26	17	43	66
Alim Semi-Elab e In-Natura	95	66	27	21	48	73
Serv. Pub-Imp e Loterias	25	65	5	8	13	20
Serv. Priv- Contr. e Admin.	19	43	3	8	12	26
Serv. Priv.- Mercado	50	46	7	8	16	38
Geral	526	57	14	12	26	46

Entre os subperíodos analisados, o primeiro (janeiro de 1975 a fevereiro de 1986) foi caracterizado por inflação ascendente, indexação e vigência de controle disseminado de preços segundo regras relativamente estáveis. Uma primeira constatação refere-se à menor frequência

de cortes dos artigos e serviços com preços determinados pelo mercado e menos sujeitos a choques de oferta, sazonalidade e controle de preços. Estes artigos e serviços foram alocados nos grupos Produtos Industrializados - exceto Combustíveis e Vestuário e Serviços Privados de Mercado -, sendo que nos dois casos houve predominância de cortes por superação do limite; estes foram os dois únicos componentes em que isto ocorreu. Observa-se que os Serviços Públicos e os Privados sujeitos a indexação e administração de preços foram os relativamente mais excluídos para fins de cálculo da média aparada: em média, em 73% dos meses eles estiveram em um ou outro extremo da distribuição. Em aproximadamente 20% dos casos, ou seja, um mês a cada cinco, cada subitem foi objeto de corte por exceder o limite superior, e em pouco mais de 50% dos casos a exclusão foi atribuída ao fato da variação ter ficado abaixo do limite de corte. Quanto aos alimentos não-industrializados e os artigos de vestuário, constatou-se elevada frequência de exclusão aliada a relativo equilíbrio na distribuição entre as caudas. Isto pode ser atribuído ao comportamento sazonal de preços em que se alternam fases de safra e entressafra e entradas de moda e liquidações, comportamento só eventualmente perturbado por acidentalidades mais significativas.

O segundo período (março de 1986 a junho de 1994) foi o de maior turbulência, entre os três analisados, marcado por sucessivos planos de estabilização e pela alternância de períodos de congelamento de preços com períodos de descontrole inflacionário. Também neste período os grupos Produtos Industrializados, exceto Combustíveis e Vestuário e Serviços Privados de Mercado, situaram-se entre os de menor ocorrência de cortes. Em contraposição, subitens de artigos de vestuário, alimentos não-industrializados e serviços públicos estiveram entre os mais frequentemente cortados. Além disso, observa-se que no período houve maior equilíbrio em termos de cortes, com predominância de subitens na cauda inferior: Combustíveis e Serviços Privados de Mercado foram os únicos dois grupos em que a maior proporção de exclusões ocorreu na cauda da direita.

O último período, que corresponde à vigência do Plano Real, é caracterizado pela queda expressiva da taxa de inflação, liberação de preços e restrição da indexação aos contratos com prazo superior ao ano. As novas regras para a indexação de contratos e reajuste de tarifas, aliado à redução expressiva da taxa de inflação, explicam a queda, relativamente aos períodos anteriores, na frequência de corte de subitens de Serviços Públicos e Serviços Privados Regidos por Contrato, como os aluguéis, por exemplo; com a queda da taxa de inflação reduziu-se a probabilidade de um subitem cujo preço manteve-se estável ser cortado por apresentar variação abaixo do limite inferior em determinado mês. Os subitens dos grupos Alimentos Semi-Elaborados e *In-Natura*, com taxa de exclusão média de 73%, ou seja, nove meses a cada ano, aproximadamente, e Vestuário, com taxa média de 66%, correspondendo a cerca de oito meses a cada ano, foram os que mais frequentemente se posicionaram nas

caudas das distribuições mensais de taxas de variação. Com relação aos subitens destes grupos, ao contrário dos períodos anteriores, constata-se que predominaram os cortes na cauda inferior. Isto pode ser atribuído ao fato de que estes grupos apresentaram taxa acumulada de variação significativamente inferior à do índice geral no período pós Real.

### 3 Núcleo do IPC-Fipe pelo método da exclusão prévia

Como alternativa ao método da média aparada estimou-se o núcleo do IPC-Fipe por uma variante do método de exclusão prévia, para as duas fórmulas adotadas no caso precedente: índice aritmético e índice geométrico. Optou-se por excluir do IPC-Fipe subitens referentes a alimentos não-industrializados e aos industrializados sujeitos a choques de oferta como os óleos comestíveis, o café moído, o açúcar e as farinhas. Além destes, foram excluídos subitens referentes a tarifas de serviços públicos e preços administrados, como é o caso dos combustíveis, a artigos de vestuário, devido à sazonalidade, e aqueles com preço indexado, caso das mensalidades escolares. Os mesmos critérios de exclusão foram adotados para todo o período estudado. Comparando-se esta relação com as categorias de subitens mais sujeitos a corte pelo critério da média aparadas, apresentada ao final da seção precedente, constata-se que o critério de exclusão prévia proposto inclui, além de tarifas de serviços públicos e subitens com preço administrado, justamente os subitens mais frequentemente excluídos da composição dos índices mensais de núcleo.

A participação dos subitens excluídos correspondeu a: 54,3% no período 1975 a 1984; 55,50% no período 1985 a 1993; 51,32% no período 1994 a 1999 e 44,84%, em 2000. A tendência de queda na participação dos subitens excluídos pode ser atribuída, principalmente, à redução no peso da alimentação e do vestuário. Os percentuais de exclusão de subitens foram calculados para os períodos descritos acima, por corresponderem a períodos de vigência de estruturas de ponderações do IPC-Fipe. Para a análise das séries do “núcleo por exclusão”, a periodização utilizada foi a mesma da análise dos núcleos por média aparada. Comparando-se os percentuais de corte constata-se que o corte pelo método de exclusão proposto mostrou-se mais severo (exceto após 2000) que o corte simétrico de 25%.

As informações relativas a estimativas para o núcleo do IPC-Fipe por exclusão são apresentadas na Tabelas 2 e 3. Uma primeira observação refere-se à constatação de que o núcleo do IPC-Fipe por exclusão apresentou taxas médias muito mais próximas às do índice geral e significativamente superiores às dos núcleos por média aparada. Acumulando-se os índices mensais, constata-se, para resultados obtidos com o índice geométrico, que, exceto no período janeiro de 1975 a fevereiro de 1986, o número-índice do núcleo por exclusão

acumulou taxa superior à do número-índice do IPC-Fipe. Este comportamento do núcleo por exclusão indica que os subitens cujos preços são determinados pelo mercado lideraram o processo inflacionário desde o Plano Cruzado. Na fase correspondente ao Plano Real, é importante ressaltar que a trajetória dos preços de alguns serviços, como os aluguéis, contribuíram significativamente para os resultados obtidos, notadamente no período julho de 1994 a dezembro de 1996.

Ao contrário do constatado para as taxas, o desvio padrão do núcleo por exclusão se mostrou superior aos correspondentes por média aparada, para os três períodos analisados; foi, porém, inferior ao desvio padrão do índice cheio, conforme requerido pela propriedade 6.

A aplicação da análise de cointegração indicou a existência de relação de equilíbrio entre o IPC-Fipe e o núcleo obtido pelo método da exclusão prévia, tanto no período 1975:01-1986:02 quanto no período imediatamente subsequente, conforme indicam os resultados contidos na Tabela 8. Em todos os casos, o vetor de cointegração  $[1 \ -1]$  não foi rejeitado ao nível de significância de 1%.<sup>8</sup> No período 1986:03-1994:06, o coeficiente de ajustamento referente ao IPC cheio é significativamente diferente de zero, o que indica que é ele que fez o ajuste de curto prazo para se aproximar da trajetória do núcleo (vide Tabela 9). No período 1975:01-1986:02, entretanto, esse comportamento teoricamente esperado não foi observado, pois o coeficiente de ajustamento do núcleo é que se mostrou estatisticamente diferente de zero.

**Tabela 8**  
**Resultados do Teste de Cointegração - Estatística do Traço**

Ho: $p$ vetores de Cointegração	Índice Aritmético		Índice Geométrico	
	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
$p = 0$	21,16**	31,66**	20,99**	34,23**
$p \leq 1$	2,37	1,56	2,31	1,57

Obs.: \*\* indica valor significativo a 1%. 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.

8 Normalizando os vetores de cointegração pela variável IPC-Fipe, os coeficientes obtidos para o núcleo foram os seguintes: no primeiro período, -1,03 e -1,00 para os índices aritmético e geométrico, respectivamente; no segundo período, os valores correspondentes foram -1,01 e -0,99.

**Tabela 9**  
**Coefficientes de Ajustamento**

Coeficiente de Ajustamento	Índice Aritmético		Índice Geométrico	
	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06	1975:01-1986:02	1986:03-1994:06
IPC-Fipe	0,29	-1,21**	0,26	-0,92**
Núcleo-excl	1,05**	-0,46	1,06**	-0,10

Obs.: \*\* indica valor significativo a 1%; foi aplicado o teste  $\chi^2$

Para o período pós-Real, que envolve séries estacionárias, foram estimadas regressões lineares tendo como variável dependente o IPC-Fipe e como variável explicativa o núcleo obtido pelo método da exclusão. Os resultados que se encontram na Tabela 10 indicam que todas as constantes estimadas são estatisticamente iguais a zero, conforme desejado, mas os coeficientes do núcleo são estatisticamente menores do que a unidade.

**Tabela 10**  
**Modelos de Regressão Linear para o Período 1994:07 - 2000:12**  
**Variável Dependente: IPC-Fipe**

Variável Explicativa	Índice Aritmético	Índice Geométrico
constante	0,19	0,17
núcleo-excl	0,80**	0,75**
MA(1)	0,45**	0,51**
MA(3)	0,22*	
R <sup>2</sup>	0,82	0,81

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

## 4 Conclusões

Embora seja altamente desejável, sobretudo em países que adotam a política de metas de inflação, a obtenção de uma estimativa confiável para o núcleo da inflação não é tarefa das mais fáceis. Os métodos disponíveis sempre deixam de preencher algum ou alguns dos requisitos necessários a um bom indicador da tendência inflacionária.

Os métodos baseados em modelos são de difícil compreensão para o público em geral e quase certamente produzem estimativas não estáveis do *core*, ou seja, elas variam com a expansão da série de tempo utilizada na estimação dos modelos.

O método da média aparada, além de considerar transitórios todos os choques de grande magnitude, em módulo, leva à subestimação da inflação de longo prazo em situações em que as distribuições das taxas de variação dos preços são predominantemente assimétricas à direita, tal como ocorre no Brasil. Conforme demonstrado, no caso do IPC-Fipe a subestimação é muito grande, sobretudo nos períodos de inflação alta ou em aceleração. Mesmo no período pós-Real, de relativa estabilidade dos preços, o nível de subestimação, embora menor, é comprometedor. Esta tendência à subestimação no longo prazo contraria uma das propriedades desejáveis para um indicador de núcleo, que é a de ter tendência igual à do índice cheio (propriedade 5). A utilização de cortes assimétricos, “solução” natural para este problema, envolve alto grau de arbitrariedade e pode acarretar perda de credibilidade por parte do público.

O método da exclusão prévia é o mais transparente e de mais fácil compreensão. Porém, nada garante que ele mantenha uma relação de equilíbrio de longo prazo com a inflação. Novamente tomando por base o IPC-Fipe, essa relação só é inteiramente correta no período 1986:03-1994:06. Assim, também para este indicador não se pode garantir resultados de acordo com a quinta propriedade mencionada na introdução.

Em face de todos esses problemas e tendo em vista a história econômica do País, considera-se mais prudente manter o índice de preço cheio como referencial da meta de inflação. As estimativas de núcleo geradas pelos dois métodos analisados até podem ser utilizadas como instrumentos auxiliares de análise, mas sem perder de vista suas limitações. No caso do método da exclusão prévia, sugere-se rever periodicamente a lista de subitens sujeitos à exclusão. Isto é particularmente importante em uma economia como a brasileira, que vem passando por um processo gradual de liberação de preços e desindexação. Nada disso substitui, contudo, a análise, a cada mês, dos fatores que mais contribuíram para a variação do índice de preço, tentando, aí sim, definir se eles se constituem em choques de efeito permanente ou transitório.

## Referências bibliográficas

- Ball, L.; Mankiw, N. G. Relative-price changes as aggregate supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics* 110, p. 161-193, 1995.
- Bryan, M. F., Cecchetti, S. G. A note on the efficient estimation of inflation in Brazil. Banco Central do Brasil, *Working Paper Series*, n. 11, 2001.

- \_\_\_\_\_. Measuring core inflation. Mankiw, N. G. (ed.), *Monetary policy*. The University of Chicago Press, 1994, p. 195-215.
- Cogley, T. *A simple adaptive measure of core inflation*. 1998. Mimeografado.
- Delfim Netto, A. Sobre as metas inflacionárias. *Economia Aplicada*, v. 3, n. 3, p. 357-382, jul./set. 1999.
- 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
- Eckstein, O. *Core inflation*. Prentice-Hall, 1981.
- 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.
- Osterwald-Lenum, M. A note on quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, p. 461-472, 1992.
- Picchetti, P.; Toledo, C. How much to trim? A methodology for calculating core inflation, with an application for Brazil. *Economia Aplicada*, 4, n. 4, p. 683-704, out./dez. 2000.
- Quah, D., Vahey, S. P. Measuring core inflation. *Economic Journal*, 105, p. 1130-1144, 1995
- Roger, S. A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper G97/7*. 1997
- \_\_\_\_\_. Core inflation: concepts, uses and measurement. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper G98/9*, 1998.
- Wynne, M. A. Core inflation: a review of some conceptual issues. *European Central Bank Working Paper n. 5*, 1999.

