

## ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR: CRÍTICAS E SUBSÍDIOS

José Tiacci Kirsten (\*)

“Assim como em operações militares, informes inexatos sobre forças inimigas podem levar a desastres, o mesmo ocorre quando se trata de combater uma doença epidêmica”

(Prof. Albert Sabin, in Folha de São Paulo de 28/03/80 – Pag. 11)

### 1. INTRODUÇÃO

A partir de 1979, com base na Lei nº 6.708, a política salarial sofreu modificações. Entre uma delas estava o fato de que os salários passariam

---

(\*) Professor Livre-Docente do Departamento de Economia da Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo.

estudos econômicos	10 (2): 127-181	maio-agosto	1980
--------------------	-----------------	-------------	------

a ser corrigidos semestralmente, e esta correção seria baseada no INPC Índice Nacional de Preços ao Consumidor, elaborado pelo IBGE para as classes de renda familiar de 1 a 5 salários mínimos. Assim, já em novembro daquele ano a primeira correção foi realizada, tendo os salários sido majorados em 26,6%.

Dada a importância que a política salarial representa no processo de desenvolvimento econômico e, neste contexto, o seu índice de correção — o INPC —, tivemos a idéia de escrever este “paper”. Sabemos que, como a matéria aqui tratada é de natureza polêmica, o presente trabalho também o será. O mesmo foi escrito não no sentido de procurar destruir aquilo que já tem sido feito em relação à construção de Índices Nacionais (inicialmente o MTB e atualmente o IBGE). Procuramos, apenas, com o presente trabalho apresentar algumas críticas — devidamente circunstanciadas — sobre tão complexo problema de reajuste salarial, as quais serão completadas com algumas sugestões que serão feitas em vista do material apresentado neste trabalho, e em vista de nosso conhecimento teórico e prático sobre o assunto. Além de nossas duas teses acadêmicas terem sido escritas na área de Números-Índices (Custo de Vida e Construção Civil), temos uma razoável vivência prática na elaboração de índices de preços: de Fevereiro de 1971 a Fevereiro de 1973 na condição de Coordenador do Índice de Custo de Vida de São Paulo, elaborado pelo Instituto de Pesquisas Econômicas da USP, e, de Março de 1975 até a presente data, como Coordenador dos Índices de Construção Civil de São Paulo, elaborados pela Fundação IPE.

Nessa linha problemática, o nosso trabalho está dividido basicamente em 4 partes. Na primeira fazemos uma revisão da Teoria subjacente ao fenômeno analisado; assim é feita uma rápida revisão da Teoria dos Números-Índices, com especial ênfase ao Custo de Vida (Capítulos 2 e 3).

A segunda parte do trabalho analisa, do ponto de vista metodológico, as experiências nacionais e internacionais na construção de Índices de preços ao consumidor, bem como suas agregações em índices de caráter nacional (Capítulos 4, 5 e 6).

A terceira parte do trabalho, por seu turno, é essencialmente crítica e analisa o INPC em função dos aspectos teóricos e práticos levantados nas partes precedentes (Capítulo 7). Aqui, um outro índice nacional é montado com base nos dados das “outras” fontes, que não o IBGE, e que no Brasil elaboram índices de preços ao consumidor

As conclusões e sugestões a que o trabalho pode levar, deixamos por conta do leitor.

## 2. REVISÃO SUCINTA DA TEORIA DOS NÚMEROS – ÍNDICES

É do conhecimento de todos que um dos problemas mais complexos em econometria consiste na obtenção de um agregado para um conjunto de bens e serviços para os quais não se disponha de uma unidade comum de medida. A teoria dos Números-Índices – criada com a finalidade de resolver esse problema – não apresenta soluções satisfatórias. Uma simples inspeção da literatura existente mostra que muitas das fórmulas utilizadas são meras aproximações da realidade que se está procurando medir, e não respeitam as relações econômicas que estão por baixo da teoria subjacente ao fenômeno em análise; outras fórmulas, teoricamente aceitáveis, são impraticáveis.

Do ponto de vista da lógica matemática, verificaremos que o problema dos números-índices admitirá infinitas soluções. Para a sua construção são necessários 4 componentes básicos: um conjunto  $i = 1, 2, 3, \dots, n$  de bens e serviços que se quer agregar; pelo menos duas épocas – uma base e outra atual – onde a segunda é comparada à primeira; um vetor  $q$  de quantidades (produzidas, transacionadas ou consumidas) desses  $n$  bens ou serviços, e, um vetor  $p$  de preço. Matematicamente poderemos formular o problema da seguinte maneira: Dados,

$$\begin{aligned} q_0^i &= (q_0^1, q_0^2, \dots, q_0^n) \\ p_0^i &= (p_0^1, p_0^2, \dots, p_0^n) \\ q_1^i &= (q_1^1, q_1^2, \dots, q_1^n) \\ p_1^i &= (p_1^1, p_1^2, \dots, p_1^n) \end{aligned}$$

o problema da Teoria dos Números-Índices consiste em se determinar o adimensional  $I_{01}$ , tal que

$$I_{01} = \phi (q_0^i, q_1^i, p_0^i, p_1^i)$$

para  $i = 1, 2, \dots, n$

Conforme colocado, verifica-se que o problema consiste em se obter uma função  $\phi$  das 4  $n$  variáveis consideradas, ou seja, formalmente o problema admitirá infinitas soluções.

Mesmo no caso dos números-índices de preços, que será tratado neste trabalho, em que se podem adicionar hipóteses restritivas sobre o vetor quantidades, e com isso alterar o número de graus de liberdade, a dificuldade da solução ainda persistiria.

Para a "solução" do problema são conhecidas várias contribuições ou enfoques. A primeira delas – a Estatística – foi desenvolvida por Edge-

worth e consiste em se fazer hipóteses sobre o comportamento dos preços. Dentro desta aproximação, conhecida também com o nome de Critério Atomístico, as flutuações dos preços seriam influenciadas por duas causas:

- $i_1$ ) as puramente monetárias, derivadas das flutuações do poder de compra da moeda, e que deveriam influenciar as variações de todos os preços e com a mesma intensidade;
- $i_2$ ) as causas específicas, e que seriam derivadas das condições de mercado de cada bem ou serviço em particular.

Dentro deste enfoque, os relativos de preços poderiam ser apresentados da seguinte forma

$$\frac{p_1^i}{p_0^i} = 1 + u_i \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, n$$

onde,  $1$  = medida da variação dos preços derivada das causas monetárias;

$u_i$  = "resíduo" derivado das flutuações de mercado de cada  $i$  bem ou serviço.

De acordo com a Aproximação Estatística,  $1$  poderia ser estimado se:

- (1)  $1$  e  $u_i$  forem independentes;
- (2)  $\text{Cov}(u_i; u_j) = 0 \quad i \neq j$  e
- (3)  $E(u_i) = 0$ .

A crítica a esta aproximação consiste exatamente na aceitação da hipótese (2), de que as flutuações de preços devido às causas mercantis de quaisquer dois bens são independentes. A hipótese (1) não é de difícil aceitação, principalmente se se levar em conta um número  $n$  suficientemente grande de bens e serviços, em que nenhum teria uma participação predominante na determinação do nível geral de preços (daí o nome atomístico). Quanto à hipótese (3), em parte está associada ao que se afirmou em relação a (1). A idéia básica aqui é a de que os pesos de cada componente devam ser escolhidos de modo a compensar os efeitos das causas das variações de preços próprios a cada componente, de tal sorte que o

número de componentes cujo preço variar numa proporção superior à média, seja igual àquele cujo preço variar numa proporção inferior. O problema traduzir-se-ia, então, no cálculo de um promédio para o relativo de preços  $p_1^i / p_0^i$ . Conforme fosse o tipo de distribuição desses relativos (normal, log-normal, etc.), determinado tipo de média deveria ser empregado <sup>1</sup>.

A segunda contribuição à Teoria dos Número-Índices é atribuída a Divisia, e é chamada de Enfoque Monetário. Se designarmos por  $I$  o Índice Monetário – ou índice geral de preços da economia – em um determinado instante de tempo, o poder aquisitivo da moeda seria dado por

$$M = 1 / I \quad (1)$$

indicando que a definição de Divisia está baseada na Teoria Quantitativa da Moeda, onde o poder de compra da moeda é inversamente proporcional à quantidade  $Q$  de unidades monetárias postas em circulação, ou seja

$$M \cdot Q = c = \text{constante} \quad (2)$$

A relação (2) pressupõe a permanência de certos fatores, como a velocidade média de circulação da moeda ( $\bar{v}$ ) e o nível da atividade econômica ( $A$ ) e que, na realidade, devem ser introduzidos em (2) para mantê-la válida; então

$$\frac{M \cdot Q \cdot \bar{v}}{A} = c \quad (3)$$

Chamemos agora de  $V$  o produto da quantidade  $Q$  de moeda em circulação pela velocidade média ( $\bar{v}$ ) de circulação; assim,

$$V = Q \cdot \bar{v} = \sum_i q^i p^i \quad (4)$$

---

(1) Admitindo-se, por exemplo, que os relativos de preços tivessem uma distribuição normal, o estimador justo de  $I$  seria dado por uma média aritmética, de pesos iguais e constantes. A fórmula empregada seria escrita por  $S_{01} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_1^i / p_0^i$ , que é conhecida com o nome de Sauerbeck

representa o total de pagamentos efetuados no instante de tempo considerado. Substituindo-se os valores de (4) e (1), em (3), resulta

$$V = c.A.I \quad (5)$$

Lembrando a definição de V dada por (4) e diferenciando a relação (5), temos:

$$\frac{dV}{V} = \frac{\sum_i p^i dq^i}{\sum_i p^i q^i} + \frac{\sum_i q^i dp^i}{\sum_i q^i p^i} \quad (6)$$

No segundo membro da equação (6), o primeiro termo representa o índice marginal – quantum – da atividade das transações, e o segundo termo, o índice monetário marginal; chamêmo-los, respectivamente de  $dQ/Q$  e  $dI/I$ .<sup>2</sup>

Agora, ao considerarmos o conjunto de pagamentos dado por (4), é possível subdividi-lo entre o conjunto de pagamentos que abrange a totalidade dos fenômenos monetários, como, por exemplo, entre os pagamentos efetuados pelos produtores, pelos intermediários e pelos consumidores. Assim, (4) poderia ser reescrita como:

$$\sum_i q^i p^i = \sum_{i=1}^{n_1} q^i p^i + \sum_{i=1}^{n_2} q^i p^i + \sum_{i=1}^{n_3} q^i p^i \quad (7)$$

de onde teríamos o diferencial

$$\sum_i q^i dp^i = \sum_{i=1}^{n_1} q^i dp^i + \sum_{i=1}^{n_2} q^i dp^i + \sum_{i=1}^{n_3} q^i dp^i \quad (8)$$

---

(2) A integração da equação (6) levará à relação  $V = Q.I$ , isto é, o índice de valor é igual ao produto dos Índices de Quantidade e de Preço. Na Teoria dos Números – Índices – constituindo-se mesmo numa das hipóteses básicas da Aproximação Lógica Matemática – a relação (6) é conhecida com o nome de critério de “decomposição das causas”, segundo Irving Fisher.

Das equações (7) e (8) poderiam ser definidos três subíndices que, devidamente agregados, reproduziriam o Índice Monetário ou Índice Geral de Preços, ou seja:

$$\frac{dI}{I} = w^1 \frac{dI^1}{I^1} + w^2 \frac{dI^2}{I^2} + w^3 \frac{dI^3}{I^3} \quad (9)$$

onde  $w^1 + w^2 + w^3 = 1$  <sup>3</sup>

A integração, no tempo, da equação diferencial (9), ou de qualquer um dos subíndices  $dI^j / I^j$  levará a

$$\text{Log}_e I_{0t} = \sum_i w^i \text{Log}_e (p_t^i / p_0^i) \quad (10)$$

$$\text{onde } w^i = \frac{p^i q^i}{\sum_i p^i q^i} \quad (\text{pesos constantes}) \quad (11)$$

que é a solução, ou fórmula, de Divisia para o Índice de Preços.

Se admitirmos que os valores do tempo 0 e t estejam bastante próximos, de tal sorte que o vetor  $q^i$  de quantidades permaneça constante, então

$$I_{0t} = \frac{\sum_i q^i p_t^i}{\sum_i q^i p_0^i} \quad (12)$$

A expressão (12), variante da Fórmula de Divisia, mostra que o índice de preços representa uma média aritmética de quantidades constantes (pesos variáveis). É muito utilizada pelas entidades que elaboram

---

(3) No Brasil, essa subdivisão tem uma aplicação bastante conhecida. Trata-se do Índice Geral de Preços calculado pela Fundação Getúlio Vargas. Tal indicador é calculado através da média ponderada dos índices de preços por atacado, custo de vida e construção civil, onde os pesos  $w^j$  valem, respectivamente, 60, 30 e 10%.

índices de preços — principalmente a nível de consumidor — tanto no Brasil, como em alguns países do mundo (Estados Unidos, por exemplo). Pelo fato de ser uma média aritmética (ao contrário da de Divisia, que é geométrica), e ter o vetor de quantidades constantes, geralmente na época base de comparação, é uma variante da fórmula Laspeyres, a qual chamamos de Laspeyres Modificado II, ou, simplesmente, Laspeyres II.

Ainda uma outra variante da fórmula (10) de Divisia, consiste em se adotar o mesmo sistema de pesos constantes dado por (11) e utilizar-se uma média aritmética ao invés de uma média geométrica. Assim, (10) seria reescrita como

$$I_{ot} = \sum_i w^i (p_t^i / p_0^i) \quad (13)$$

e que, por ser uma média aritmética de pesos constantes, é uma variante da fórmula Laspeyres, a que chamamos de Laspeyres Modificado I ou, simplesmente, Laspeyres I.

A terceira contribuição à Teoria dos Números-Índices é dada pelo Enfoque Funcional de Ragnar Frisch — muitas vezes confundida com o Enfoque Orçamentário — e consiste em se levar em conta, nas definições dos índices, todas as restrições que são impostas pela Teoria Econômica em relação à particular realidade que se está analisando, procurando com isto diminuir as indeterminações da função  $\phi$  apresentada no início deste capítulo. Embora mais detalhes sobre esta aproximação serão apresentados no capítulo subsequente, queremos aqui deixar registrada duas contribuições. A primeira delas é atribuída a Etienne Laspeyres e parte do pressuposto de que o sistema de ponderação a ser utilizado num número-índice de preços seja o da época base de comparação, ou seja,

$$I_{ot} = \sum_i w_0^i (p_t^i / p_0^i) \quad (14)$$

$$\text{onde, } w_0^i = p_0^i q_0^i / \sum_1 p_0^i q_0^i$$

A Fórmula, Laspeyres Clássica, ou apenas Laspeyres, é uma média aritmética ponderada dos relativos de preços, com ponderação fixa na época base.

Dentro deste enfoque uma outra contribuição é atribuída a Hermann Paasche. Para o mesmo, o sistema de ponderação de um número-índice de preços deveria ser variável e referente à época atual  $t$  (e não a época 0). Assim, teríamos para o índice de preços:

$$I_{0t} = \frac{1}{\sum_i w_t^i (p_0^i / p_t^i)} \quad (15)$$

onde,  $w_t^i = p_t^i q_t^i / \sum_i q_t^i p_t^i$

A inspeção da fórmula (15) revela que o índice de Paasche é uma média harmônica dos relativos de preços, com ponderação variável na época atual.

Queremos deixar registrado neste ponto que os três enfoques aqui resumidamente apresentados não são mutuamente exclusivos; pelo contrário, eles se completam na medida em que análises mais complexas se fazem necessárias <sup>4</sup>.

Assim sendo, dentro dessa linha de raciocínio, e para que melhor possamos avaliar as propriedades das fórmulas aqui apresentadas, vamos introduzir mais dois ingredientes fornecidos pela Teoria dos Números-Índices. O primeiro deles diz respeito à discussão dos índices base-fixa vis à vis aos de base-móvel. Como se sabe, um índice elaborado pelo critério de base-fixa (em que as bases de comparação e de cálculo se equivalem) apresenta sérios inconvenientes. Um deles é o de que os "pesos" de cada componente ficam condicionados à escolha do ano base, que pode ser um ano "típico" ou não. Além disso, como os preços, para qualquer época de tempo, são calculados como relativos de preços da época base, a adoção do critério base-fixa além de não permitir a introdução de novos componentes no índice, não leva em consideração as flutuações de preços nas épocas intermediárias. Já no segundo critério, o de base-móvel, esses três inconvenientes não se fariam presentes.

Na realidade, a idéia da base-móvel está associada ao Critério Circular proposto por Fisher e que, juntamente com outros seis critérios, constitui-se no segundo ingrediente da Teoria dos Números-Índices, que achamos interessante, aqui, ser registrado. O Critério Circular, ou de Circularidade, parte do pressuposto de que um número-índice calculado para duas épocas extremas pode ser obtido pela integração temporal, ou enca-deada, dos índices das épocas intermediárias, ou seja:

---

(4) Um exemplo disso seria a combinação dos três enfoques no que diz respeito ao tipo da média a ser empregada. Divisia chegou à média geométrica utilizando-se de hipóteses obtidas junto à Teoria Quantitativa da Moeda; dentro do Enfoque Estatístico, a média geométrica seria empregada desde que as evidências empíricas revelassem que os relativos de preços distribuíam-se segundo uma Log-Normal. No caso de Paasche, que é uma das contribuições do enfoque funcional, a mesma média harmônica seria empregada pelo Enfoque Estatístico desde que constatado empiricamente que o inverso dos relativos de preço tivesse uma distribuição normal.

$$I_{0t} = I_{01} \cdot I_{12} \cdot I_{23} \cdot \dots \cdot I_{t-1,t} \quad (16)$$

Conforme é facilmente verificado, o índice Divisia satisfaz a este critério. Já se usássemos o Laspeyres encadeado, base-móvel,

$$I_{0t} = \sum_i w_i^0 \cdot (p_1^i/p_0^i) \cdot \sum_i w_i^1 \cdot (p_2^i/p_1^i) \cdot \dots \cdot \sum_i w_i^{t-1} \cdot (p_t^i/p_{t-1}^i) \quad (17)$$

verificaríamos que o Critério não é atendido.

Os demais critérios propostos por Fisher para um número-índice ideal são, além dos de Circularidade e de Decomposição de Causas a que já nos referimos: Identidade, Reversão no Tempo, Proporcionalidade, Determinação e Comensurabilidade. Conquanto todos eles sejam importantes para se aferir a qualidade dos indicadores, queremos destacar, além dos Critérios de Circularidade e o de Decomposição das Causas, o Critério de Comensurabilidade. Segundo este critério, um número-índice não deve variar quando variam as suas unidades de medida. Como a problemática dos números-índices surge justamente para obter uma quantificação de bens e serviços para os quais não se tenha uma unidade comum de medida — conforme verificado no início deste capítulo — é fácil concluir pela importância deste critério.

O leitor interessado em obter maiores esclarecimentos sobre o assunto tratado neste capítulo, pode-se reportar às obras de números /1/, /3/, /4/, /5/, /11/, /18/ e /19/ apresentadas na Bibliografia, ao final do trabalho.

### 3. ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR — CUSTO DE VIDA

Consideremos, inicialmente, nesta parte do trabalho, o problema da comparação da variação do "nível de preços" entre dois períodos em relação a um indivíduo  $j$ . Chamando  $p_j^i$  o preço do produto  $i$  para o indivíduo  $j$ , e  $q_j^i$  as quantidades correspondentes, o valor total do dispêndio será dado por

$$\sum_{i=1}^n p_j^i q_j^i = R_j \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, m$$

Obviamente podemos verificar que a participação do dispêndio realizado pelo indivíduo  $j$  no bem  $i$  será

$$w_j^i = \frac{p_j^i q_j^i}{R_j}$$

Como todos os preços e quantidades são positivos, a soma dessas participações é igual à unidade, ou seja,

$$\sum_{i=1}^n w_j^i = 1.$$

A questão que dá origem à problemática do custo de vida pode ser formulada da seguinte maneira: é possível dizer se os preços pagos pelos consumidores no momento 1 excedem, são iguais, ou são menores do que os preços no momento 0?; ou mais especificamente, é possível saber se os preços pagos no momento 1 excedem os pagos no momento 0 em uma proporção A%?

Dentro da Teoria Estatística, poderíamos definir um relativo de preços para cada componente (bem ou serviço) e se associar "a participação do dispêndio desse componente no dispêndio total" à probabilidade de selecioná-lo numa dada amostra. A esperança matemática da distribuição de relativos associada às probabilidades de extração geraria, para cada  $j$  indivíduo, a estimativa da variação do índice de preços. Se a probabilidade de seleção de um relativo de um particular componente for dada pela participação no dispêndio da época inicial (0), teremos uma solução Laspeyres; se na época atual (1), uma solução Paasche.

Mesmo utilizando os critérios propostos por Fisher, vistos no capítulo anterior, muitas indeterminações ainda poderiam ocorrer. Sabe-se, que as quantidades consumidas de cada bem representam "as quantidades que o indivíduo deseja consumir, por unidade de tempo, em função dos preços do próprio bem, dos preços de todos os demais, e da renda monetária", isto é, vêm de sua função de demanda, com preços e renda fixados exogenamente.

É evidente que as participações dos dispêndios nos vários bens, no consumo global, são também uma função de todos os preços e da renda e, conseqüentemente, as "probabilidades de seleção de um particular relativo de preço" alteram-se, à medida em que se modifica a renda ou se alteram os preços relativos. Uma alteração de preços e renda poderá provocar uma realocação total dos gastos do consumidor, modificando as participações de cada componente no consumo, podendo deixá-lo mais, menos, ou igualmente satisfeito.

De acordo com Ragnar Frisch, a solução para este problema poderia ser colocada da seguinte maneira: sejam duas épocas 0 e 1, sendo  $R_0$  e  $R_1$  a despesa monetária de um conjunto de bens avaliados a preços de

mercado, respectivamente, de cada época. Admita-se, agora, que dispomos de certo critério pelo qual se possa determinar com objetividade, se uma pessoa que gasta na época 0 a importância  $R_0$  está ou não no mesmo nível de satisfação da época 1, gastando a importância  $R_1$ . No caso de se sentir igualmente satisfeita, as duas importâncias poderão ser chamadas equivalentes. Tem-se, então  $I_{01} = R_1 / R_0$ , que é o número-índice de custo de vida entre as épocas 0 e 1. Como o nível de satisfação é o mesmo, o quociente  $I_{01}$  mede a variação de preços de um período para outro, ou seja, o custo de vida é um índice de preços ao consumidor.

Dentro da conceituação de Frisch, que conduz a uma solução teórica para o problema, o custo de vida é definido "como o dispêndio necessário para que um particular consumidor mantenha um dado nível de satisfação ou, em termos mais precisos, permaneça sobre a mesma curva de indiferença"

A definição apresentada levou a que muitos pesquisadores acreditassem (e muitos acreditam até hoje) que o custo de vida deveria ser expresso por uma fórmula de Laspeyres Clássica, ou suas variantes I e II, esta última admitindo quantidades constantes. Para esta última fórmula está implícita a idéia "cesto" de mercado, que seria fisicamente fixo e avaliável em instantes distintos de tempo aos preços vigentes; segundo os seguidores desta solução, o custo do "cesto" numa dada época, dividido pelo seu custo na época precedente, mediria o custo de vida, ou o impacto dos preços ao nível do consumidor que procura manter o mesmo nível de satisfação. Pura ingenuidade!

Em trabalho nosso sobre o assunto, /10/, é fácil verificar que fórmulas como as anteriores superestimam o verdadeiro índice de custo de vida, que é subestimado pelo índice Paasche (limite inferior do intervalo). Com base ainda no mesmo trabalho, e mais o apresentado por Theil, /21/, pode-se constatar que de acordo com a Teoria do Consumidor, soluções tipo Divisia melhor aproximam o verdadeiro ICV. Segundo Theil, a melhor fórmula para o verdadeiro ICV seria

$$I_{t-1,t} = \sum_i \bar{w}^i \text{Log}_e(p_t^i/p_{t-1}^i), \quad (18)$$

onde,  $\bar{w}^i = (w_{t-1}^i + w_t^i) / 2$

Do ponto de vista prático da elaboração de um índice de custo de vida os problemas são mais complexos ainda: há a necessidade de se definir com rigor as classes de renda sobre as quais o número-índice deverá incidir, senão a noção de equivalência perderia o seu significado; há a necessidade de se definir uma amostra de famílias para podermos levantar os pesos e os componentes que deverão fazer parte do índice; há a ne-

cessidade de se implantar um sistema, que é contínuo, de levantamento de preços. Em suma, os problemas que poderão surgir em cada uma dessas etapas são tão numerosos e complexos, que aquilo que efetivamente se mede — conhecido com o nome de Índice de Preços ao Consumidor — é apenas um pálido retrato daquilo que deveria ser efetivamente medido: o Índice do Custo de Vida.

#### 4. A EXPERIÊNCIA INTERNACIONAL NA ELABORAÇÃO DE ÍNDICES NACIONAIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR

Embora algumas vezes sejam apresentados com o nome de “Índices de Preços no Varejo”, existem atualmente em todo o mundo 65 países que elaboram índices de preços ao consumidor a nível nacional <sup>5</sup>.

Registrados num só bloco, na nota de rodapé, na realidade esses 65 países, do ponto de vista da dificuldade de se elaborar índices nacionais, podem ser apresentados em três distintos grupos:

a) Dos países que não apresentam dimensão territorial e nem populacional bastante significativas sendo, na maioria das vezes, compostos por uma única cidade (países-cidades). É o caso, por exemplo de Singapura, Maurício, Guam (uma das ilhas Marianas localizadas na Oceania), Dominica, Fiji, Gibraltar, Granada, Montserrat, San Cristobal e Santa Lúcia. Para os países pertencentes a este grupo, a discussão de elaboração de índice nacional perde o seu significado e, para a elaboração dos índices locais, já existe metodologia suficientemente desenvolvida.

b) Dos países que apresentam a sua economia centralizada, citando-se a Bulgária, Tchecoslováquia, Polônia, Rumênia e URSS. Para esta categoria de países, a problemática da construção de um Índice Nacional, ou mesmo de um número-índice de preços qualquer, não se coloca em virtude da administração dos preços pelo Governo Central. Como os preços são tabelados — e por definição as tabelas são respeitadas uniformemente por todo o país, e além disso os preços quando majorados o são uniformemente para a quase totalidade dos bens e serviços da economia — a Teoria dos Números-Índices irá mostrar que qualquer fórmula de agrega-

---

(5) São eles: África do Sul, Alemanha Federal Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Bulgária, Canadá, Coréia (República da), Tchecoslováquia, Chipre, Dinamarca, Dominica, Egito, Espanha, Estados Unidos, Fiji, Filipinas, Finlândia, França, Gibraltar, Granada, Grécia, Groenlândia, Guam, Guatemala, Hungria, Índia, Irã, Irlanda, Israel Itália, Jamaica, Japão, Kwait, Lesotho, Luxemburgo, Malta, Marrocos, Maurício, México, Montserrat, Noruega, Nova Zelândia, Países Baixos (Holanda), Paquistão, Papua-Nova Guiné, Polônia, Porto Rico, Reino Unido, Rumênia, Samoa Americana, San Cristobál, Santa Lúcia, Singapura, Sudão, Suécia, Suíça, Tanzânia, Tonga, Trinidad e Tobago, Turquia, URSS, Yugoslávia e Zâmbia

ção que se utilize apresentará o mesmo resultado. Ademais, do ponto de vista do sistema (necessariamente contínuo) de levantamento de preços o problema também não se coloca, uma vez que uma única tomada de preço para cada componente do índice — geralmente a “Lista Oficial de Preços” do Governo — se faz necessária.

À guisa de ilustração, deve-se destacar que tanto a Bulgária, como a Rumênia e a URSS utilizam a fórmula de Paasche (únicos em todo o mundo para cálculos de índices nacionais), enquanto que a Polônia e a Tchecoslováquia adotam a fórmula Laspeyres Clássica de Base Fixa. As bases de comparação situam-se em torno de 1970. De um modo geral, nesses países existem pesquisas contínuas de gastos familiares, complementadas que são pelas estatísticas do comércio. Assim, o sistema de pesos pode ser sempre atualizado, ainda mais que os preços são uniformes para todas as regiões desses países.

Na Bulgária, Tchecoslováquia e Polônia, as frutas e verduras fogem ao controle de preços, havendo necessidade de um acompanhamento de preços para esses produtos, incluindo a correção de sazonalidade.

c) O terceiro grupo é formado pelos países de economia de mercado, hoje em número de 50, que elaboram índices nacionais de preços ao consumidor. Tendo em vista que a experiência brasileira é recente no setor apresenta-se, a seguir, um sumário metodológico das principais características dos índices nacionais de 21 países. Essa apresentação terá dupla finalidade: primeiro para que se tenha uma idéia geral do que é feito na área de índices nacionais por países de economia de mercado e, segundo, para que os resultados gerais obtidos possam servir de parâmetros de comparação com o índice brasileiro.

#### c.01 *África do Sul*

A fórmula utilizada é a Laspeyres I, cujos coeficientes de ponderação correspondem a 1966 e a base de comparação a Abril de 1970 (= 100). A seleção dos artigos e coeficientes de ponderação estão baseados em pesquisa de orçamentos familiares realizada em Novembro de 1966, abrangendo famílias européias residentes nas 11 principais zonas urbanas do país. O índice refere-se a famílias de operários e empregados urbanos cuja renda anual não excedesse 6.999 rands na ocasião da pesquisa. Os preços dos 259 componentes do índice são obtidos numa amostra representativa de estabelecimentos espalhados nas 11 regiões urbanas. Frutas e verduras frescas têm seus preços levantados semanalmente; os dados referentes à alimentação, combustíveis, produtos de higiene e limpeza, vestuário e calçados, pesquisa-se durante os sete primeiros dias de cada mês; os demais componentes, trimestralmente.

#### c.02 *Alemanha (República Federal)*

O índice é calculado como sendo uma média aritmética ponderada de base fixa — Laspeyres Clássico Base Fixa — cujos coeficientes de pon-

deração correspondem ao período de base, 1970 = 100. A determinação dos coeficientes de ponderação e a seleção dos bens e serviços que fazem parte do índice nacional — em número de 899 — foram obtidos de uma pesquisa sobre gastos familiares efetuada em 1969 e que abrangeu todas as categorias ocupacionais em termos de renda. Os preços desses componentes são levantados no início de cada mês, em 119 municípios do país, havendo correção de sazonalidade.

#### c.03 *Austrália*

O índice é calculado para as capitais dos seis estados deste país, e apresentado como uma cadeia de índices agregativos ponderados de base fixa (Laspeyres Modificado I). Os coeficientes de ponderação baseiam-se em dados provenientes de diversas fontes (censos, estatísticas de consumo, pesquisas especiais, pesquisas periódicas por estabelecimentos de venda, etc.) A estrutura base é a pesquisa de orçamentos familiares realizada em 1974/75 entre trabalhadores e empregados com renda semanal entre \$ 60 e \$370 no momento da pesquisa, ajustado segundo o nível de preços do terceiro trimestre de 1976. O número de bens e serviços incluídos no índice é 105, sendo que o sistema de coleta de preços, para a maioria dos produtos não alimentícios é realizado trimestralmente nas capitais dos 6 estados. Os produtos de alimentação de um modo geral são levantados mensalmente, com exceção de pescado, frutas e verduras frescas, que são levantados várias vezes dentro de um mês.

#### c.04 *Áustria*

A fórmula utilizada é a Laspeyres I, cuja base de comparação corresponde ao período 1976 = 100. O índice nacional representa a média aritmética ponderada dos índices relativos a 20 cidades, sendo que os coeficientes de ponderação estão de acordo com a proporção da população de cada cidade, segundo o censo de 1971. O sistema de ponderação e a definição dos 582 componentes do índice baseou-se numa pesquisa de orçamentos familiares realizada entre março de 1974 a fevereiro de 1975 para todas as classes de renda. Para a alimentação, os preços são levantados em 20 cidades do país e sempre na segunda 2ª feira de cada mês. São levadas em conta as flutuações sazonais dos preços das frutas e verduras frescas, variando a composição mensal dos artigos do subgrupo, cujos coeficientes de ponderação permanecem, no seu conjunto, constantes.

#### c.05 *Bélgica*

O índice nacional representa a média ponderada das séries de índices calculadas para 62 cidades. O índice de cada cidade é calculado como uma média aritmética simples dos relativos de preços para cada grupo (Sauer-

beck). Para se obter o agregado nacional, os índices de cada grupo são ponderados proporcionalmente à população de cada centro em 31/12/74. Numa fase final, os índices nacionais parciais (alimentação, vestuário, etc.) são agregados de acordo com pesos (Laspeyres I) fornecidos pela pesquisa de orçamentos familiares efetuada entre 19/03/73 a 18/03/74, abrangendo, para todas classes de renda, operários, empregados e inativos. Os preços são levantados, mensalmente, para 358 componentes em 62 cidades, havendo correção de sazonalidade para frutas e verduras frescas.

#### c.06 *Canadá*

Base original em 1971 = 100. A fórmula utilizada é uma média aritmética ponderada de base fixa (Laspeyres Modificado I). De Janeiro de 1961 a Abril de 1973 os coeficientes de ponderação correspondem à estrutura dos gastos familiares de 1957; a partir de maio de 1973 à estrutura dos gastos familiares de 1967. Os preços são levantados nos 11 principais centros urbanos do país, e referem-se a famílias com renda anual (em 1967) de 4.000 a 12.000 dólares e que vivem em cidades de mais de 30.000 habitantes. Os preços dos 270 componentes do índice são levantados mensalmente em 34 cidades do país, não havendo correção de sazonalidade.

#### c.07 *Coréia (República da)*

A fórmula empregada é a Laspeyres Clássico Base Fixa, cujos coeficientes de ponderação, que têm a mesma base de comparação, foram obtidos de uma pesquisa de orçamentos familiares realizada em 1975, abrangendo 1.762 domicílios de 32 cidades. Os preços dos 349 componentes do índice nacional são levantados mensalmente (dias 5, 15 e 25) em pontos de venda distribuídos entre 35 centros urbanos. A correção de sazonalidade é feita para frutas, verduras e pescado fresco, obtendo-se os preços, quando são de temporada, e utilizando-se os últimos que se obtêm para o cálculo durante os meses em que esses bens desaparecem do mercado.

#### c.08 *Dinamarca*

O índice é calculado desde 1964 pela utilização da fórmula Laspeyres I. Os coeficientes de ponderação foram obtidos a partir de dados da contabilidade nacional dos gastos privados de consumo de toda a população (universo) do país em 1966. Os preços são levantados mensalmente por agentes do Governo em 70 localidades espalhadas geograficamente por todo o país.

#### c.09 *Egito*

O índice nacional é calculado pela agregação de 5 séries de *índices regionais*, correspondentes às áreas do Cairo, Alexandria, Zona do Canal,

Baixo Egito e Alto Egito. O índice de cada região é calculado como uma média aritmética ponderada de base fixa (Laspeyres I), cujos coeficientes de ponderação correspondem ao período 1964-1965. Para a obtenção do índice nacional, os coeficientes utilizados para os índices regionais são proporcionais à população de cada grupo de cidades, de acordo com dados censitários de 1966. O sistema de ponderação foi obtido de uma pesquisa de orçamentos familiares realizada em 1964-65, numa amostra aleatória de 3.450 unidades representativas do conjunto dos consumidores urbanos e rurais; posteriormente as informações relativas ao consumo rural foram retiradas, uma vez que o índice se refere unicamente aos consumidores urbanos. Os preços dos 245 componentes do índice são levantados mensalmente no dia 15 em cerca de 3 a 5 estabelecimentos por cidade. Há correção de sazonalidade no caso de frutas e verduras frescas, omitindo-se do cálculo do índice os bens quando estão fora de temporada. Os diferentes coeficientes de ponderação a que se referem são repartidos entre outros bens do mesmo grupo cujo coeficiente permanece, no conjunto, constante.

#### c.10 *Espanha*

A fórmula utilizada é a Laspeyres I. A seleção dos componentes do índice e a determinação dos coeficientes de ponderação estão baseados numa pesquisa de orçamentos familiares realizada de Março de 1964 a Março de 1965, a partir de uma amostra aleatória de 20.800 domicílios de todas as categorias ocupacionais, com renda entre 21,6 a 120,0 mil pesetas. (No Brasil, com três vezes a população da Espanha, e para todas as classes de renda, 10 anos depois – 1975 – a ENDEF pesquisou 22.788 domicílios).

A pesquisa foi realizada em 209 cidades, sendo 50 capitais de província, 20 municípios com mais de 50 mil habitantes, 137 municípios com menos de 50 mil habitantes, e mais as cidades de Ceuta e Melilla.

Os preços dos 255 componentes do índice são coletados mensalmente em 10.000 estabelecimentos de vendas a varejo e prestação de serviço. Existe correção de sazonalidade para frutas e verduras frescas, mediante o uso de ponderações variáveis segundo as estações.

#### c.11 *Estados Unidos*

Trata-se do mais antigo índice nacional que é elaborado em todo o mundo, tendo a sua primeira base de comparação se referido ao período 1917/19. Atualmente a base do índice encontra-se situada no ano 1967 = 100. A fórmula utilizada é a Laspeyres II (quantidades constantes e pesos variáveis), sendo o índice calculado para 56 áreas que são agregadas pela utilização dos dados censitários de 1960. O sistema de ponderação dos índices regionais baseia-se em uma pesquisa de orçamentos familiares de cerca de 5.000 unidades de consumo, composta por trabalhadores dos centros urbanos e tendo como base os gastos realizados no

período 60/61 em 72 áreas urbanas. O índice é constituído por 405 itens, sendo os preços cotados mensalmente em 18.000 estabelecimentos espalhados entre as 56 áreas. As áreas a que se refere o índice estão subdivididas em 4 grupos: 12 municípios com população (em 1960) de 1,4 milhões ou mais; 17 municípios com população de 250 mil e menor que 1,4 milhões; 10 municípios com população de 50 mil e menor que 250 mil habitantes, e 17 com população igual ou superior a 25.000 habitantes e inferior a 50 mil.

Usos do índice: geralmente utilizado pelo público para orientar o orçamento doméstico e melhor administrar as finanças da família; é usado na administração da mão-de-obra para efeito de reajuste salarial realizado a longo prazo. Além de servir como indicador da tendência inflacionária da economia norte-americana é usado, também, para medir as variações no poder de compra do dólar em relação a pensões e aposentadorias.

#### c.12 *Finlândia*

A fórmula utilizada é a Laspeyres Clássico, base fixa, cujos coeficientes de ponderação correspondem ao período base, 1972 = 100. A seleção dos componentes do índice e a determinação dos coeficientes de ponderação basearam-se nos resultados de uma pesquisa de orçamentos familiares realizada em 1971 em 400 localidades do país, numa amostra de 12.600 domicílios. Os preços dos 352 componentes do índice são coletados entre os dias 11 e 17 de cada mês, nos estabelecimentos varejistas e estabelecimentos prestadores de serviço, distribuídos em 35 municípios urbanos e 29 rurais, e mais na capital Helsinki. Os preços de algumas frutas e verduras são levantados semanalmente durante os meses de junho, julho e agosto. Os preços dos duráveis são levantados trimestralmente. São levadas em conta as flutuações sazonais de frutas e verduras, mantendo fora da estação os últimos preços da estação precedente.

#### c.13 *França*

O índice é calculado encadeado, cujos coeficientes de ponderação são revistos no começo de cada ano civil — Laspeyres Clássico Base Móvel — tendo a base de comparação em 1970 = 100. A revisão do sistema de pesos é feita no início de cada ano civil, com base nos resultados de *pesquisas contínuas de orçamentos familiares* e nos dados obtidos das contas regionais. O índice se refere a locais urbanos de todos os tamanhos, cujo chefe seja empregado e a parte principal da renda seja proveniente do trabalho assalariado. São coletados preços para os 295 componentes do índice em 30.000 estabelecimentos varejistas e prestadores de serviço, espalhados por 108 centros urbanos com mais de 2.000 habitantes. Os preços são levantados mensalmente, com exceção dos produtos "in natura"

cujos levantamentos são realizados duas vezes ao mês. Há correção de sazonalidade para frutas, verduras, batata, pescado e flores.

#### c.14 *Índia*

O índice se refere apenas aos trabalhadores industriais, tendo a base original de comparação em 1960 = 100. O índice nacional é calculado como uma média ponderada das diferentes séries de índices para os trabalhadores industriais referentes a 50 centros urbanos distribuídos por todo o país. O índice de cada centro é calculado como uma média aritmética ponderada de base fixa, onde os coeficientes de ponderação correspondem ao período de base (Laspeyres Clássico Base Fixa). Para obter o índice nacional, os índices regionais são ponderados, sendo que os coeficientes de ponderação correspondem ao total dos gastos em consumo dos grupos populacionais representados por cada centro em 1958-1959.

A seleção dos artigos e a determinação dos coeficientes de ponderação basearam-se nos resultados de pesquisa de orçamentos familiares efetuada de Setembro de 1958 a Agosto de 1959 em 50 centros importantes. São coletados semanalmente os preços para a maioria dos artigos — em número de 110 — e, alguns poucos, mensalmente. Há correção de sazonalidade, variando a composição mensal dos artigos do subgrupo (frutas e verduras), cujos coeficientes de ponderação permanecem, no conjunto, constantes.

#### c.15 *Itália*

Índice calculado como uma média aritmética ponderada de base fixa (Laspeyres Clássico), cujos coeficientes de ponderação correspondem ao período de base (1970 = 100), sendo que o índice nacional representa a média aritmética ponderada dos índices relativos a 4 grandes áreas do país (Noroeste, Nordeste, Central e Meridional-Insular). Os coeficientes de ponderação foram determinados segundo estrutura de gastos de consumo do total da população, calculados com base nas contas nacionais de 1969 e, no caso de aluguéis, segundo pesquisa específica realizada em Julho de 1969. O índice é composto por 272 itens, sendo os preços tomados em 25.000 estabelecimentos (19.500 varejistas e 5.500 prestadores de serviços). Os preços dos artigos de alimentação são levantados três vezes ao mês; os de vestuário e serviços em geral, de 15 em 15 dias; os dados de aluguel e custo dos serviços públicos são levantados trimestralmente. Há correção de sazonalidade para frutas e verduras, variando a composição mensal do subgrupo relativo a esses artigos, e utilizando, para o cálculo de seu índice, médias móveis dos índices dos treze últimos meses.

#### c.16 *Japão*

Fórmula Laspeyres Clássico Base Fixa, cujos coeficientes de ponderação correspondem ao período de base 1975 = 100. A seleção dos

artigos e do sistema de ponderação foi realizada com base numa pesquisa em 1975, numa amostra de 8.000 domicílios espalhados em 170 localidades urbanas e rurais. Os 485 componentes do índice são levantados mensalmente em 31.000 estabelecimentos (varejo e serviço), em 168 diferentes localidades e durante a semana que inclui o dia 12 do mês. Os preços de artigos estacionais, como frutas, verduras e pescado são obtidos três vezes ao mês. A correção de sazonalidade é feita variando os coeficientes mensais de ponderação nos subgrupos, cujos coeficientes de ponderação permanecem, no conjunto, constantes. Os preços dos outros artigos estacionais (exceto fruta, verdura e pescado) fora da estação são estimados segundo o movimento dos preços dos outros artigos do seu subgrupo.

#### **c.17 México**

A fórmula empregada é a Laspeyres I, cuja base de ponderação corresponde ao ano de 1963, quando foi realizada uma pesquisa sobre gastos familiares entre todos os setores urbanos e rurais da população, e cuja base de comparação está em 1968. O índice é composto de 172 itens que têm seus preços levantados mensalmente, exceto para alimentação e fumo, cujos levantamentos são semanais. Os levantamentos são feitos nas 7 mais importantes cidades do país, sendo que a correção de sazonalidade é realizada mantendo-se, fora da temporada, o preço verificado na última temporada.

#### **c.18 Noruega**

Laspeyres Clássico Base Fixa, com base de comparação em 1974 = 100. A estrutura do índice foi determinada em 1973 via pesquisa de orçamentos familiares realizada numa amostra de 4.800 domicílios privados, e que representa todas as categorias de consumidores em 100 áreas. Os preços são levantados no dia 15 de cada mês em 1.400 locais diferentes, para os 628 componentes do índice. Há correção de sazonalidade para frutas, verduras e pescado fresco, utilizando, durante o período fora da estação, os preços médios da estação precedente. A média dos preços para cada produto, a nível nacional, é calculada ponderando-se a média dos preços das diferentes áreas proporcionalmente às somas totais de venda no varejo em todo o país.

#### **c.19 Reino Unido (Inglaterra e Gales)**

A estrutura do índice nacional é semelhante a da França, sendo um índice em cadeia e cujos coeficientes de ponderação são revistos no começo de cada ano civil — fórmula Laspeyres Clássico Base Móvel — com base de comparação em Janeiro de 1974. A atualização do sistema de ponderação é feita com base em *pesquisas contínuas de orçamentos fa-*

*miliares* desde o ano de 1957; a partir de 1967, a amostra da pesquisa compreende 7.000 domicílios. O índice, conhecido pelo nome de "Índice de Preços no Varejo" abrange a maioria das localidades do Reino Unido, incluindo todas as categorias assalariadas, com exceção da dos aposentados. Os preços de 332 componentes são tomados mensalmente em 1.000 estabelecimentos varejistas distribuídos entre 200 localidades.

#### c.20 Suécia

Índice em cadeia, sendo os coeficientes de ponderação modificados no começo de cada ano; os pesos são determinados em função do montante das vendas registradas, por produto, nas estatísticas do comércio varejista; *para serviços, há pesquisa contínua.* A base original do índice está em 1949 = 100, sendo que o sistema de peso dos grandes agregados (alimentação, vestuário, etc.) é obtido via contabilidade nacional. Dentro de cada agregado, os coeficientes de ponderação são determinados com base em resultados de pesquisas de orçamentos familiares, de estatísticas do comércio e de cálculos especiais. Os preços dos 332 componentes do índice são obtidos em torno do meio de cada mês, em 1.400 estabelecimentos. Há ajuste de sazonalidade para frutas e verduras frescas. O ajuste estacional se baseia nos preços estacionais dos três anos anteriores.

#### c.21 Suíça

A fórmula utilizada é Laspeyres I, cujo período base é Setembro de 1977 = 100. Os componentes e sistema de pesos foram obtidos de uma pesquisa de orçamentos familiares realizada em 1975 em todo o país, abrangendo 980 localidades de assalariados com renda anual compreendida entre 24.000 e 84.000 francos no momento da pesquisa. São levantados, mensalmente, em 48 cidades, os preços dos 298 componentes do índice. Para os serviços o levantamento é trimestral. Há correção de sazonalidade para frutas e verduras frescas, variando-se a composição mensal dos artigos do subgrupo, cujos coeficientes de ponderação permanecem, no conjunto, constantes.

Em vista dos resultados apresentados, podemos verificar a inexistência de uma metodologia uniforme na elaboração de índices nacionais de preços ao consumidor, o que os torna incomparáveis entre si e não permitindo a resposta a uma questão básica do tipo: no período  $x$  a  $y$ , qual a diferença verificada na evolução dos preços ao nível de consumidor no país A, comparativamente ao país B?

A análise das metodologias dos diversos índices nacionais permite verificar:

i<sub>1</sub>) *Não existe uma única fórmula que é empregada.* Embora a maioria dos países utiliza-se de variantes da fórmula de Laspeyres (com exce-

ção dos três países socialistas, que usam Paasche), a mesma, além de teoricamente errada, apresenta-se sobre 4 diferentes variantes — Clássica Base Fixa, Clássica Base Móvel, Modificada I (pesos constantes) e Modificada II (quantidades constantes) — que levam a resultados diversos;

i<sub>2</sub>) *Não existe uma só maneira de se agregar os índices regionais num índice nacional.* Além da população, que é a variável mais comumente empregada, muitos países utilizam informações sobre gastos de consumo, vendas no varejo, ou, de um modo geral, estatísticas do comércio, para efeito da agregação. Dependendo da relação entre porcentagem de população e porcentagem de consumo por região, a agregação poderá levar a resultados diferentes. É claro que essa discussão perde o significado quando o índice nacional é elaborado para algumas classes de renda (índice restrito), uma vez que, para cada região, e fixada uma classe de renda, a relação entre porcentagens de gastos e de população é aproximadamente constante;

i<sub>3</sub>) *Inexistência de uniformidade relativamente às bases de ponderação e de comparação.* Quanto à base de comparação, o problema não é tão sério desde que se disponha de informações referentes a toda série histórica. No que diz respeito à base de ponderação, apenas três países atualizam-na periodicamente; nos demais, as bases são mantidas fixas por um longo período de tempo e, além disso, não se referem todas a uma mesma época, acarretando não só a incomparabilidade dos índices sob este aspecto, como também o fato de que os resultados dos mesmos ficam condicionados à escolha da época base de ponderação. Encontramos como bases de ponderação desde estruturas definidas em 1958/59 (caso da Índia) até 1973/75, isto é, em épocas em que o embargo do petróleo ainda não havia alterado significativamente a estrutura de preços relativos dos países do globo terrestre. Como a estrutura de ponderação de um número-índice é reflexo da estrutura, ou sistema de preços relativos, e como, dentro do conceito de base fixa da Teoria dos Números-Índices, a época base a ser escolhida tem que ser considerada "normal" dentro da atividade econômica, o que poderia ser considerado "normal" no período 1958 a 1975 certamente não o será mais hoje em dia;

i<sub>4</sub>) *Não existe um consenso quanto à abrangência em termos de classes de renda.* Embora a maioria dos índices nacionais de preços ao consumidor existentes se refiram a todas as classes de renda — índice amplo — muitos países (como o caso da Austrália, Canadá, Espanha e Suíça, entre outros) elaboram-nos dentro do conceito de índice restrito a determinadas classes de renda, geralmente as classes modais. É claro que a discussão entre o índice restrito ou amplo está condicionada aos objetivos para os quais o mesmo é construído;

i5) *Não existe um consenso quanto à abrangência em termos de áreas urbano-rural.* Aqui não existe nenhuma revelação de preferência se os índices devem-se referir apenas às áreas urbanas ou às urbanas e rurais. Metade dos países enquadram-se na primeira categoria, e a outra metade na segunda. É óbvio que a área de abrangência do indicador também está relacionada com os possíveis usos que se possam fazer do mesmo. Além do problema da abrangência entre áreas, existe o problema da cobertura intra áreas. Uma vez definido que o índice é essencialmente urbano, por exemplo, surge o problema de defini-lo sobre uma base geográfica que tenha representatividade nacional. Assim, vamos encontrar países cujo índice nacional é construído pela agregação de dados de 5 comunidades, até aqueles que apresentam uma boa cobertura (abrangência) nacional, como é o caso do Japão com 168 comunidades, ou mesmo Inglaterra, com 200. Sob este aspecto, tanto o índice norte-americano como o brasileiro (que será visto posteriormente) podem ser considerados “pobres”;

i6) *Heterogeneidade quanto à metodologia de Levantamento de Preços.* Não existe uma sistemática adotada uniformemente pelos países que elaboram índices nacionais. Conquanto variem o número de componentes e de estabelecimentos onde os preços são cotados, que no fundo são função do grau de diversidade e do próprio estágio de desenvolvimento econômico, existe uma grande variabilidade gerada no índice — que é um valor médio — em função do número de tomadas de preços por componente. Com exceção dos países de economia centralizada, onde uma única cotação por componente se faz necessária, encontramos países que apresentam uma média de 2 a 4 tomadas de preços por componente (como o caso da Noruega, Inglaterra e Suécia), até aqueles que apresentam médias compreendidas entre 60 a 100 cotações, como o caso de Japão, Itália e França que, em nossa opinião, apresentam os melhores sistemas de levantamento de preços e elaboração de índices nacionais de todo o mundo. Além desse problema, há o que diz respeito à correção de sazonalidade; nem todos os países adotam-na e, aqueles que a fazem, utilizam-se de metodologias diferentes.

## **5. A EXPERIÊNCIA BRASILEIRA NA ÁREA DE ÍNDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR: ASPECTOS METODOLÓGICOS**

O Brasil é um dos poucos países do mundo que se pode dar ao luxo de ter duas ou mais entidades elaborando índices de preços ao consumidor para uma mesma cidade. A partir de 1979, com entrada em vigor de nova política salarial, a Fundação IBGE passou a elaborar — em três etapas distintas e sucessivas, como será visto no capítulo seguinte — ín-

indices de preços para 10 regiões do país. Herdeira que foi do sistema implantado pelo Ministério do Trabalho a partir de 1948, e que englobava 14 cidades, tendo em vista a determinação dos níveis de salário mínimo, a Fundação IBGE está implantando uma “nova metodologia”

Entretanto, uma breve incursão na área do que se tem publicado em termos de números-índices no Brasil, permite verificar que temos uma tradição na elaboração de indicadores de preços ao nível de consumidor, tradição esta que não foi levada na devida conta quando da elaboração do índice nacional. Assim, atualmente o país possui 13 entidades, geralmente de natureza acadêmica, que já há algum tempo vêm se preocupando com a problemática de índices de preços, e a seguir listadas:

1. *São Paulo*: Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas – USP
2. *São Paulo*: DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos
3. *Rio de Janeiro*: Fundação Getúlio Vargas
4. *Florianópolis*: ITAG – Instituto Técnico de Administração e Gerência da Univ. p/ Desenvolvimento do Estado de Santa Catarina
5. *Porto Alegre*: IEPE – Instituto de Pesquisas Econômicas da Faculdade de Economia da UFRS
6. *Curitiba*: IPARDES – Instituto Paranaense de Desenvolvimento, da Secretaria de Planejamento do PR
7. *Belo Horizonte*: IPEAD – Instituto de Pesquisas Econômicas e Administrativas da Fac. Economia da UFMG
8. *Recife*: Instituto Joaquim Nabuco de Pesquisas Sociais – Departamento de Estatística – MEC
9. *Fortaleza*: Secretaria de Planejamento do Ceará
10. *Salvador*: Secretaria de Planejamento da Bahia
11. *Manaus*: CODEAMA – Comissão de Desenvolvimento do Amazonas
12. *Belém*: IDESP – Instituto de Desenvolvimento Econômico e Social do Pará
13. *Brasília*: CODEPLAN – Comissão de Desenvolvimento do Planalto

Das 13 entidades, a que apresenta maior tradição em termos de elaboração de índices de preços é, indubitavelmente, a Fundação Getúlio Vargas, com sede no Rio de Janeiro. Entretanto, é justamente a cidade de São Paulo aquela que apresenta o mais antigo índice de preços ao consumidor do Brasil, e um dos mais antigos do mundo, cuja série começou a ser divulgada a partir de janeiro de 1939.

A experiência paulista na área é pioneira no Brasil. Para a determinação do sistema de ponderação o IPC, já em 1935 o Prof. Horace B. Davis, da Escola Livre de Sociologia e Política, de São Paulo, realizava a

primeira pesquisa de padrão de vida que se tem notícia no Brasil. Nos dois anos subseqüentes, o Dr. Bruno Rudolfer, sob a orientação técnica do Prof. Samuel Lowrie, em nome da Prefeitura do Município de São Paulo, realizava o segundo levantamento que deu origem ao sistema do índice paulistano. O índice de Custo de Vida, como era chamado, foi elaborado mensalmente pela Prefeitura de S. Paulo desde a sua implantação até meados de 1970 quando, através de convênio realizado, o mesmo passou a ser elaborado pelo Instituto de Pesquisas Econômicas, da Universidade de S. Paulo. A transferência do índice da Prefeitura para o IPE foi motivada pela extinção da Divisão de Estatística da Prefeitura (órgão subordinado à Secretaria das Finanças do Município). O fato de, pelo convênio, ter sido colocado à disposição do IPE o pessoal remanescente do quadro da Divisão de Estatística, que contava com grande experiência na área, e a injeção de sangue novo no sistema de cálculo do índice, fez com que o mesmo passasse por profundas reformulações. Assim, sua segunda estrutura de pesos que vigorou de 1951 a 1972, foi reformulada pela terceira vez e com uma defasagem de 21 anos. A partir dessa época, com a realização de uma Pesquisa de Orçamentos Familiares (Set/71 a Ago/72) bastante detalhada com realização, pela primeira vez no Brasil, de uma Pesquisa de Marcas e Locais de Compra, e discussão ampla dos demais aspectos metodológicos envolvidos na questão (problema da fórmula, de amostragem etc.), o índice do IPE foi constantemente se aprimorando e hoje pode ser considerado um dos melhores do mundo.

Outra entidade em São Paulo que tem tradição na elaboração de índices de preço ao consumidor é o DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos que, desde 1958, quando realizou sua primeira pesquisa de orçamentos familiares, vem publicando séries de números-índices de preços ao consumidor, com base de comparação em agosto de 1964 = 100.

Além dessas três entidades citadas (IPE, FVG e DIEESE), e que apresentam a maior tradição na área, outras como o IEPE de Porto Alegre, o IPEAD de Belo Horizonte e o IPARDES de Curitiba, apresentam pelo menos 20 anos de experiência acumulada em termos de metodologia e vivência do problema. Outras, como o ITAG de Florianópolis, o IDESP de Belém, a CODEPLAN de Brasília e a CODEAMA de Manaus, já enfrentam o problema há pelo menos 10 anos. As mais recentes entidades que produzem índices de preços ao consumidor no Brasil (afora o IBGE), são o IJNPS de Recife, a SEPLAN de Salvador e o DE de Fortaleza, com uma experiência de apenas 3 anos.

Para evitar uma apresentação detalhada de cada uma das metodologias utilizadas por essas entidades, as mesmas são mostradas de maneira resumida no quadro seguinte.

Tendo em vista que o conhecimento das metodologias, ainda que de modo sucinto, será importante para o entendimento do capítulo seguinte, a análise do quadro apresentado permite verificar:

i<sub>1</sub>) *Não existe uma única fórmula empregada.* No Brasil, a exemplo do que ocorre no resto do mundo, há uma preferência para a adoção de fórmulas baseadas em médias aritméticas ou de peso constante — Laspeyres I — ou de quantidades constantes — Laspeyres II, e que são fórmulas teoricamente erradas. Uma única instituição — a Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas de São Paulo — utiliza a fórmula de Divisia, que mais aproxima o “verdadeiro” índice de custo de vida;

i<sub>2</sub>) *Não existe uma só maneira de se agregar os índices parciais no índice geral (IPC),* ou, o índice geral de preços ao consumidor é apresentado, desagregadamente, em vários grupos (ou agrupamentos) diferentes. A inspeção do quadro referente às metodologias permite verificar, por exemplo, e mesmo que considerássemos constantes as outras características metodológicas (fórmula, classe de renda sobre a qual o índice é calculado etc.), que nunca poderemos concluir que o peso da habitação em São Paulo (FIPE) de 22,68% é maior que os 14,46% registrados para o Rio de Janeiro (FGV). Por que? Porque pelo menos dois componentes importantes no custo fluxo de habitação, como tarifa de luz elétrica e taxas de água e esgoto estão agregadas no item “Serviços Públicos” do índice carioca. Em outras palavras, como os grupos variam por entidade que elaboram os índices, a comparação dessas desagregações, ou os índices parciais (de habitação, educação, etc.) perdem todo o seu significado. O único grupo homogêneo é o referente à alimentação, onde comparações inter-regionais têm o seu significado;

i<sub>3</sub>) *Inexistência de uniformidade relativamente às bases de ponderação e de comparação.* De um modo geral, os índices são apresentados com diferentes bases de comparação. Assim, para que as séries sejam comparadas há necessidade de colocá-los em uma única base. O problema mais grave, entretanto, diz respeito às diferentes épocas em que as pesquisas de orçamentos familiares, que deram origem ao sistema de ponderação dos índices, foram realizadas. Da mesma forma que a observação feita no capítulo anterior, quando se analisaram as características dos índices num panorama internacional, não existe no Brasil nenhuma pesquisa recente de orçamentos familiares realizadas por essas 13 entidades, e que reflitam melhor a estrutura de gastos via alterações nos preços relativos das matérias-primas (petróleo, cobre etc.). Embora a maioria dos sistemas de pesos tenha sua última reformulação realizada no início da década de 70, utilizamos em nossos índices regionais desde estrutura defini-

da em 1961/62 (como é o caso da cidade de Belém do Pará) até a mais recente que foi definida em 1974 para a cidade de Salvador;

i<sub>4</sub>) *Não existe um consenso quanto à abrangência do número-índice em termos de classes de renda.* Com exceção da cidade de Salvador, onde o índice é calculado no conceito amplo (todas as classes de renda), nas demais cidades o mesmo é restrito. Mesmo assim, as classes de renda a que se referem não são necessariamente as mesmas prevalecendo, contudo, as classes de renda modais. Deve-se notar que, como por baixo de uma estrutura de ponderação existem as Leis de Engel – que definem o comportamento do consumidor em função das variações de renda –, mesmo admitindo-se homogeneidade nos agrupamentos (ex. alimentação), os pesos dificilmente poderão ser comparados. Assim, por exemplo, para a cidade de São Paulo, o peso da alimentação que é de 43,53 segundo a FIPE não pode ser comparado com os 39,0% revelados pelo DIEESE, uma vez que os índices se referem a classes de rendas diferentes;

i<sub>5</sub>) *Não existe uma homogeneidade em relação às categorias ocupacionais consideradas.* Mesmo fixada uma dada classe de renda, a estrutura de ponderação pode acusar diferença em função da ocupação principal das pessoas a que o índice se refere. É claro, por exemplo, que o gasto em roupas de um bancário deve ser diferente de um metalúrgico que ganhe o mesmo salário. Assim sendo, este problema introduz uma outra fonte de heterogeneidade nos índices, dificultando a sua comparabilidade. No quadro apresentado, algumas entidades, como a FIPE, o IPEAD e a CODEAMA, entre outras, não restringem as categorias ocupacionais a que o índice se refere. Já para o IEPE de Porto Alegre, só são considerados no índice os operários da indústria de transformação, enquanto que o DIEESE de São Paulo se reporta à classe exclusivamente assalariada, cujos rendimentos sejam provenientes da força de trabalho;

i<sub>6</sub>) *Heterogeneidade quanto à metodologia de Levantamento de Preços.* Do mesmo modo que visto no capítulo anterior, não existe uma única metodologia no que diz respeito aos levantamentos de preços, que têm que ser necessariamente contínuos. O problema da especificação dos componentes dos índices (marca, tipo, tamanho, embalagem, local de compra etc.) não é equacionado de maneira uniforme. Nesta linha, em 1972 o IPE fez para a cidade de São Paulo pela primeira vez uma Pesquisa de Marcas e Locais de Compra, sendo pioneira no Brasil. Posteriormente, a iniciativa foi seguida pelo IPEAD de Belo Horizonte e, em junho de 1974, a Fundação Getúlio Vargas introduziu a Pesquisa de Locais apenas para alimentação. Apesar disso, os nossos índices regionais são mais “ricos” em termos de componentes e número de tomadas de preços por componente, do que muitos vistos para outros países. Com exce-

ção do índice de Belém, que apresenta-se pouco atomizado — 46 componentes — os demais apresentam valores que se concentram em torno de 400. A análise do número de tomadas por componente revela que, com exceção de Belo Horizonte que apresenta a ridícula média de 6,7, os valores encontrados para os índices regionais são próximos à média encontrada para os países analisados no capítulo precedente, oscilando desde 21,2 até 133,1 (referente ao índice FIPE-São Paulo).

## 6. O ÍNDICE NACIONAL DO BRASIL: ASPECTOS METODOLÓGICOS

A história do INPC brasileiro pode ser dividida em duas fases. A primeira delas vai de 1948 a 1978, quando o responsável pela elaboração do índice era o próprio Ministério do Trabalho, e a segunda, a partir de janeiro de 1979 quando o IBGE, já tendo realizado as pesquisas de ponderação, passou gradativamente a levantar os preços dos bens e serviços dos componentes do índice.

### a) *Primeira Fase-MTB*

Introduzido em 1948 para permitir acompanhar regionalmente a evolução do custo de vida e corrigir os salários mínimos, bem como ser um dos indicadores agregados das taxas de inflação, o índice foi, desse ano, até 1966, construído pela fórmula de Divisia (média geométrica de pesos constantes). Em 1966, o MTB, além de reformular o sistema de ponderação do índice, através da realização de nova pesquisa de orçamentos familiares, modificou a fórmula do número-índice, passando a utilizar a Laspeyres Modificada II (que é uma média aritmética ponderada de quantidades constantes). A passagem de uma fórmula teoricamente mais correta para outra errada, deve-se, em nossa opinião, ao "Bureau of Labor Statistics" dos Estados Unidos que, na ocasião, colaborou na reestruturação do índice.

Além do emprego de fórmula incorreta — e que admite a hipótese de elasticidade nula de substituição entre todos os componentes — o índice apresentava sérios erros de cobertura. Assim, como o sistema de ponderação para agregá-lo nacionalmente era obtido pela população urbana, foram selecionadas 110 cidades. Entretanto, por quais razões não sabemos, tomaram-se apenas 14 cidades como representativas de toda a amostra pesquisada. Essas 14 cidades são, basicamente, as 10 sedes de regiões metropolitanas que são utilizadas atualmente pelo IBGE para o cálculo do INPC (conforme será visto adiante), mais as cidades de Natal, Niterói, Florianópolis e Cuiabá.

Os agrupamentos dos índices (regionais e nacional) também foram realizados sem a preocupação da adoção de uma metodologia que permitisse a sua comparabilidade com os realizados por outras instituições,

conforme observação realizada no item  $i_2$  do Capítulo 5. Os agrupamentos eram: alimentação, habitação, vestuário, higiene, transporte, luz-combustível e educação-recreação-diversos.

Conquanto os documentos referentes ao índice do MTb sejam obscuros e omissos no que diz respeito ao sistema de levantamento de preços — não são conhecidas informações sobre o painel dos informantes de preços, número de componentes do índice e número de tomadas de preços — pode-se verificar que os incrementos de preços eram feitos de maneira errônea. Ao invés de utilizar média de relativos para cálculo dos incrementos dos preços — como faz atualmente o IBGE — o MTb utilizava relativo de médias, que apresenta grandes desvantagens em relação ao primeiro método <sup>6</sup>.

#### b) Segunda Fase-IBGE

A fase atual de elaboração do INPC, embora o sistema de levantamento de preços tenha pouco mais de um ano, na realidade começou a se desenvolver a partir de 1974 quando o IBGE, através de iniciativa louvável e de grande visão do Prof. Isaac Kerstenetzky, eclodiu em várias áreas urbanas e rurais do país o ENDEF — Estudo Nacional de Despesas Familiares.

A realização do ENDEF com todo o rigor científico, foi pioneira em vários sentidos. Primeiro, foi a mais ampla pesquisa sobre orçamentos domésticos feita no país. Em segundo lugar, pioneira no Brasil e raramente realizada em outros países do mundo, a pesquisa usou uma metodologia bastante precisa para a quantificação dos gastos em alimentação, até então obtidos via "memória" da dona de casa (ou em formulários ou em cadernetas); baseava-se a mesma no inventário do "estoque" alimentar em determinada data-base, no acompanhamento de seu fluxo por certo período de tempo com base nas perdas, ou sobras alimentares, e a determinação do estoque final, com essa metodologia era possível obter uma boa aproximação para o gasto alimentar efetivo. Em terceiro lugar, a importância do ENDEF reside também no fato de ter sido possível determinar-se estruturas de gastos (ponderação) para vários pontos do país.

O sistema de ponderação obtido da pesquisa, aplicada de 19/08/74 a 11/08/75, é apresentado nos seguintes agrupamentos: alimentação, habitação, artigos de residência, vestuário, transporte e comunicação, saúde.

---

(6) Uma das grandes desvantagens da média de relativos e, por exemplo, a não satisfação do critério de comensurabilidade proposto por Fisher isto é o resultado do incremento calculado fica condicionado à unidade de medida adotada para a quantificação dos preços (Cr\$/kg, Cr\$/dúzia, etc.)

de e cuidados pessoais e despesas pessoais. A desagregação dos gastos nesses agrupamentos — que são posteriormente transformados em índices parciais — nada tem em comum com a desagregação anterior do MTB e nem mesmo das outras entidades acadêmicas que elaboram números-índices de preços ao consumidor. Neste aspecto, nenhuma comparabilidade é possível, exceto para alimentação.

O atual INPC refere-se à área urbana das nove Regiões Metropolitanas do Brasil — Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte, Recife, São Paulo, Belém, Fortaleza, Salvador e Curitiba — e mais Brasília, perfazendo um total de 10 áreas ou 116 Municípios <sup>7</sup>.

Conquanto sejam disponíveis estruturas de ponderação para todas as regiões, a implantação do índice nacional pelo IBGE se faz gradativamente, em três etapas, em vista da implantação do sistema de levantamento de preços. Na primeira etapa (já realizada) foram implantados pelo IBGE sistemas de levantamento de preços nas regiões do Rio de Janeiro, Porto Alegre, Belo Horizonte e Recife, sendo esses resultados já incorporados quando da elaboração do índice "nacional" já no ano de 1979. A segunda etapa iniciou-se em meados do ano passado nas regiões de São Paulo, Brasília e Belém e se encontra em implantação desde janeiro de 1980. Nesse sentido, não acreditamos que no cálculo dos primeiros encaqueamentos semestrais do INPC estejam incluídos os dados de São Paulo (que pesa 1/3 no índice nacional) elaborados pelo IBGE. A terceira etapa que eclodiu apenas em outubro de 1979, encontra-se ainda no início dos levantamentos e deve ser incorporada somente em Agosto de 80; compreende as regiões de Fortaleza, Salvador e Curitiba.

Pelo visto, fácil é verificar que ainda hoje o INPC é uma entidade híbrida, hibridismo este que é derivado do fato de se utilizarem sistemas de levantamento de preços do Ministério do Trabalho e do IBGE. A única coisa consistente nesse hibridismo (transitório) é a fórmula empregada (Laspeyres II), que é comum as duas instituições.

No que diz respeito às classes de renda, o INPC é calculado no conceito de índice restrito, referindo-se "às famílias cuja principal fonte de rendimento é o trabalho assalariado e cujo total do Rendimento Monetário Familiar Disponível encontra-se entre um e cinco salários mínimos", ou seja, à classe modal brasileira, que representa cerca de 85% da população nacional.

A fórmula empregada para o cálculo do índice, como já visto, é basicamente a Laspeyres II, ou uma média aritmética de quantidades constantes, onde as bases de cálculo e de ponderação são variáveis. Entretanto,

---

(7) A relação dos 115 Municípios brasileiros, que formam as 9 Regiões Metropolitanas do País, foi definida e encontra-se apresentada nas Leis Complementares n<sup>o</sup> 14 de 08/06/73 e n<sup>o</sup> 20 de 01/07/74

to, para os itens sazonais – tubérculos, raízes, legumes, hortaliças, frutas e verduras – é utilizado um painel de pesos mensais (obtido na ENDEF) e aplicada a fórmula de Paasche. Os aproximadamente 2.000 componentes do índice são agregados por essas duas fórmulas mencionadas, dando origem a 46 índices, ou agregados, parciais. Numa segunda etapa, os índices parciais são agregados pela fórmula de Laspeyres II dando origem ao índice de cada região. Numa terceira etapa, os índices regionais são agregados – utilizando como peso a população residente em cada área em 19/07/75 – e o INPC fica então definido.

Para a pesquisa contínua de levantamentos de preços, foi elaborado um Cadastro de Informantes, via Pesquisa de Locais de Compra. A pesquisa foi aplicada em 15.069 domicílios amostrados na ENDEF, dando origem a uma super amostra de 55.194 endereços. Desta, foram selecionados 12.535 endereços referentes a pontos de venda ou prestadores de serviço, aonde os preços são levantados mensalmente.

## 7. UMA ANÁLISE CRÍTICA DO INPC

Em vista dos dados e resultados a que chegamos nos capítulos anteriores e em função de novos dados que serão aqui apresentados, podemos esquetizar as críticas ao INPC nos seguintes itens:

### 1) *Impropriedade das Fórmulas Empregadas*

A adoção no índice de fórmulas Laspeyres ou Paasche fazem com que os resultados obtidos sejam viesados. No caso da primeira, a Teoria mostra que os resultados são superestimados; na segunda, que é utilizada parcialmente no índice para a correção de sazonalidade, os resultados são subestimados, ou seja, não temos nenhuma idéia sobre a resultante líquida da estimação.

A utilização da fórmula Laspeyres II, predominante no INPC, e que é uma média aritmética de quantidades constantes, leva implicitamente a que se adote a hipótese de elasticidade-preço nula para todos os componentes do índice, isto é, qualquer que seja a variação no preço de um componente, o seu consumo físico será sempre o mesmo. Assim sendo, o “peso” de cada componente varia direta e proporcionalmente ao aumento de preço, isto é, quanto maior for o aumento no preço de um componente, maior será a sua participação no índice. Fórmulas deste tipo são responsáveis por fenômenos econômicos tipo “inflação do chuchu”, que ocorreu nos primeiros meses de 1977, ou a recém criada “inflação do tomate”<sup>8</sup>.

---

(8) Vide Jornal da Tarde, edição de 24/04/80.

## 2) *Não Transformação dos Duráveis em Fluxo*

Como sabemos, os bens e serviços que compõem um orçamento doméstico podem ser agrupados em três categorias. Deixando-se de lado os serviços, que são sempre fluxo, uma vez que sua utilização é instantânea, os bens podem ser fluxo, semi-fluxo ou duráveis. Na categoria dos fluxos enquadram-se todos os bens que têm um consumo praticamente instantâneo e que, de um modo geral sendo perecíveis, seu uso é imediato (curto prazo). Nesta categoria enquadram-se, por exemplo, os bens de alimentação.

Na categoria dos semi-fluxos estão aqueles bens que embora não cheguem a constituir estoques, em vista de sua relativa pouca durabilidade, têm o seu consumo diferido no tempo (médio prazo); é o caso, por exemplo, de roupas, calçados e artigos de cama, mesa e banho. A introdução destes bens nos índices — que são mensais — pode trazer algum tipo de viés, embora acreditemos que não sejam tão representativos.

A terceira categoria de bens é a representada pelos duráveis, e que caracterizam-se por terem o seu consumo bastante diferido no tempo (longo prazo). Nesta categoria de bem estão os eletrodomésticos, mobiliário, aparelhagem de som e televisão, entre outros. É justamente a introdução destes bens no índice, sem antes transformar o seu consumo duradouro no longo prazo para o seu consumo no curto prazo — isto é, transformá-lo em fluxo — é que causa sérios vieses. Inadvertidamente, o IBGE levantou os pesos desses duráveis na pesquisa de orçamentos familiares (ENDEF) que executou em 74/75. Acontece que o peso desses bens no índice está condicionado à fase pela qual passou o mercado de eletrodomésticos, mobiliário etc., na época da pesquisa; se fosse, por exemplo, na atual fase de hiperinflação pela qual estamos passando, e em vista do fenômeno de se "comprar hoje porque amanhã estará mais caro" há uma tendência das famílias anteciparem as suas compras de duráveis; neste caso o peso dos duráveis no índice estaria superestimado. Independentemente disto, deve-se notar que o fato de se imputar o peso do durável diretamente no índice sem transformá-lo em informação fluxo (pela adoção de "shadow prices" por exemplo), faz com que o mesmo tenha um peso muito maior para as classes de renda baixa — e o INPC é elaborado para a classe de 1 a 5 salários mínimos mensais — vis-à-vis as classes de renda mais alta. Por que? Porque por ocasião da pesquisa — embora tendo a ENDEF a duração de um ano — as famílias de classe de renda alta não estavam adquirindo duráveis por já os possuírem, ao passo que as classes de menor renda eram as responsáveis pelas maiores compras no mer-

cado<sup>9</sup> Para que se tenha uma idéia da gravidade do problema, basta lembrar que, de acordo com o sistema de ponderação básico o IBGE, apresentado no Diário Oficial da União de 16/04/80, o grupo "mobiliário, eletrodomésticos, TV e som" pesa, respectivamente, 6,0%, 5,2% e 7,1% nos índices de São Paulo, Rio de Janeiro e Brasília. Como estes pesos estão superestimados, uma alta nos duráveis tem uma grande repercussão nos resultados dos índices; se por outro lado, admitirmos que os preços desses duráveis não variem por um determinado período de tempo, e como os mesmos são artificiais, o índice nacional irá acusar, em média, apenas 94% do acréscimo verificado nos demais bens e serviços, ou seja, estará necessariamente subestimado.

### *3) Pequena Representatividade em Termos de Abrangência Geográfica*

Como vimos no Capítulo 4, não existe ainda um consenso entre os países que elaboram índices nacionais no sentido de que os mesmos devam ter uma abrangência urbana ou urbano-rural. No caso do Brasil, mesmo que se admita por hipótese que a política salarial deva contemplar apenas trabalhadores das cidades, o índice nacional tem pouca representatividade espacial. Os dados que levam a essa assertiva estão apresentados na Tabela I seguinte.

Conforme podemos verificar, a amostra de famílias utilizada para a definição do sistema de pesos (padrão de vida médio) do INPC representa apenas 0,35% do universo das 10 Regiões Metropolitanas.

Por outro lado, admitindo-se que toda a população das Regiões Metropolitanas seja urbana (29.678.115 em 1975), e que, segundo o IBGE, a população urbana do Brasil para aquele ano era de 64.090.500 habitantes, em termos da população urbana brasileira as áreas metropolitanas representam 46,3%. Este fato pode gerar um tipo de viés no INPC que, dentro da Teoria de Amostragem, é conhecido pelo nome de erro de cobertura, ou seja, na medida em que os atributos médios das famílias amostradas nas áreas metropolitanas seja diferente daqueles das famílias das demais áreas urbanas, a inferência feita com base no subconjunto terá seus resultados viesados.

Para que se tenha uma idéia da pequena abrangência espacial da amostragem que deu origem ao sistema de pesos do INPC, basta que se

---

(9) Os problemas a que este tipo de erro leva pela maneira como é conduzida uma pesquisa de orçamentos domésticos, não é exclusivo da área de número-índices. Qualquer estudante de econometria menos avisado, por exemplo, que estiver interessado em estimar a elasticidade-renda da demanda de eletrodomésticos via dados dessas pesquisas, chegará à conclusão que a demanda varia inversamente proporcional à renda. Para se verificar isso basta que se consulte, por exemplo, os resultados das pesquisas realizadas pela Fundação Getúlio Vargas, em várias cidades do país, no período 1961/2.

TABELA I

## População Residente e Número de Domicílios em 1975, segundo as Regiões Metropolitanas

Região Metropolitana	População Residente em 1.º/07/1975		Número de Domicílios (fam.) em 1.º/07/1975		Peso Relativo da População (%)			
	Região (A)	Capital (B)	B/A (%)	Região (C)	ENDEF (D)	D/C (%)	Região	Capital
1. Rio de Janeiro	8.328.784	4.857.716	58,3	1.802.767	3.496	0,19	28,1	23,6
2. Porto Alegre	1.836.179	1.043.964	56,9	397.441	1.973	0,50	6,2	5,1
3. Belo Horizonte	2.022.846	1.557.464	77,0	437.845	1.992	0,45	6,8	7,6
4. Recife	2.153.435	1.249.821	58,0	466.111	2.143	0,46	7,3	6,1
5. São Paulo	10.041.132	7.198.608	71,7	2.173.405	2.864	0,13	33,8	35,0
6. Brasília	763.254	763.254	100,0	165.206	2.566	1,55	2,6	3,7
7. Belém	800.482	771.665	96,4	173.264	1.907	1,10	2,7	3,8
8. Fortaleza	1.317.496	1.109.837	84,2	285.172	1.896	0,66	4,4	5,4
9. Salvador	1.401.228	1.237.373	88,3	303.296	2.088	0,69	4,7	6,0
10. Curitiba	1.013.279	765.716	75,6	219.324	1.863	0,85	3,4	3,7
TOTAL (média)	29.678.115	20.555.418	69,3	6.423.834	22.788	0,35	100,0	100,0

Fontes dos Dados Brutos: - Colunas A e B: *Anuário Estatístico do Brasil, 1978* - Fundação IBGE

- Coluna C: Estimativas baseadas na relação nº de pessoas/domicílio, do *Censo Demográfico, 1970* - Fundação IBGE

- Coluna D: *Estudo Nacional da Despesa Familiar, Agosto/74* - Agosto/75 - Fundação IBGE

multiplique 0,35% por 46,3%, resultando na insignificante cifra de 0,16%, ou seja, apenas essa porcentagem de famílias residentes nas áreas urbanas do Brasil (22.788 em 13.872.403) é levada em conta na definição do INPC. Numa amostragem simples, sem reposição, poderiam ser obtidas 2.037 dodecalhões de amostras diferentes de tamanho 22.788, que é uma grandeza muito a gosto dos astrônomos; neste caso, a probabilidade de aquela amostra ter sido obtida seria nula.

O problema aqui levantado pode ser também analisado sobre o critério atomístico da Teoria dos Numéros-Índices. A análise da Tabela I, por exemplo, revela que 1/3 do peso do índice é dado pela Região Metropolitana de São Paulo; se a esta região adicionarmos o peso da do Rio de Janeiro, o peso conjunto eleva-se para 61,9%, ou seja, quase 2/3 das flutuações do INPC está condicionada à performance que os preços ao nível de consumidor tiverem nos dois maiores centros urbanos do país. Assim, se os restantes 53,7% das áreas urbanas brasileiras fossem também amostrados, o peso relativo da Grande São Paulo seria da ordem de 15%, e, as duas regiões, em conjunto, não chegariam a pesar 30% no INPC. Não é à toa que países de dimensão territorial muito menor que o Brasil têm tido um cuidado muito grande na definição da abrangência espacial de seus índices nacionais. O Japão, por exemplo, que é um arquipélago formado por quatro principais ilhas, e que está muito longe de ter a dimensão continental do Brasil, elabora o seu índice nacional com base em amostragens obtidas em 168 diferentes áreas municipais; a Espanha, o Reino Unido e a Alemanha Federal, com extensão territorial que, isoladamente, não chega a representar 4% da área nacional, amostram, respectivamente, em 209, 200 e 119 localidades. Os 116 municípios brasileiros aonde a pesquisa é conduzida pelo IBGE, dão uma pálida e triste idéia da situação.

#### 4) *Envelhecimento da Estrutura de Ponderação*

Para sete das dez regiões metropolitanas, a estrutura de ponderação do INPC está baseada na ENDEF realizada em 1974/75; para as três regiões restantes — Fortaleza, Salvador e Curitiba — ainda o sistema de ponderação é dado pela pesquisa realizada pelo Ministério do Trabalho no ano de 1966, sendo que a estrutura do ENDEF só será adotada a partir de agosto de 1980.

As datas bases das pesquisas mostram claramente que, hoje, as estruturas de ponderação presentes no INPC já estão bastante "envelhecidas". É claro que a atualização das estruturas de ponderação depende do estágio de desenvolvimento econômico de cada país, uma vez que o que caracteriza esse fenômeno são, justamente, as alterações "quantitativas e qualitativas nas estruturas de produção, distribuição e consumo". É claro ainda — embora isso fosse o ideal — que não precisamos chegar no outro extremo a que chegaram a França e a Inglaterra que, anualmente

revisam as estruturas de ponderação de seus índices nacionais, realizando pesquisas contínuas de orçamentos familiares.

No caso brasileiro, pelas mudanças havidas nas estruturas produtivas e de consumo nos últimos 6 anos, agravadas que foram pela crise gerada pelo aumento dos preços dos derivados de petróleo, com sérias repercussões no sistema de preços relativos de toda a economia, achamos que urgentemente novas pesquisas de orçamentos familiares devam ser realizadas e, sempre que possível, com periodicidade mínima de dois anos.

##### 5) *Sistema de Levantamento de Preços Mal Dimensionado*

Conforme visto no Capítulo 6, o INPC brasileiro apresenta cerca de 2.000 componentes para os quais são levantados preços em 12.535 informantes, o que dá uma média de 6,3 informantes por componente. Por outro lado, se levarmos em conta que atualmente o IBGE levanta cerca de 108.000 preços mensalmente<sup>10</sup>, chegamos ao quociente de 54,0 tomadas de preço por componente.

Estes dados comparados com a FIPE, por exemplo, mostram que esta instituição que calcula o índice de apenas uma cidade (São Paulo), apresenta a elevada média de 133,1 tomadas de preço por componente e a média de 6,8 informantes por componente.

Quanto ao parâmetro "número de informantes por componente" os valores são próximos para ambas as entidades. Neste sentido, tanto um índice como o outro apresentam a inconveniência de terem o preço médio de um determinado componente condicionado a um pequeno número de informantes (da ordem de 6)<sup>11</sup>. Já quanto ao número de tomadas por componente, a média apresentada pelo IBGE (de 54,0) é bem inferior àquela apresentada pela FIPE (133,3) ou mesmo pela CODEPLAN, que calcula o índice para Brasília, e que é de 130,4. Num plano internacional, embora o valor médio referente ao número de tomadas de preço por componente praticado pelo IBGE esteja próximo da média dos países que elaboram índices nacionais, está muito longe, por exemplo, do valor da França, e que supera a casa das 100.

É claro que o número de levantamentos de preços necessários para cada componente, tendo em vista a garantia de um certo nível de eficiência para os estimadores de preço médio de mercado, depende da nature-

---

(10) Essas 108 mil tomadas estão assim distribuídas: Rio de Janeiro, 20.958; Porto Alegre, 16.739; Belo Horizonte, 14.396 e Recife 12.245. Para São Paulo o valor oscila em torno de 20 mil; Brasília com 15 mil e Belém com 8 mil.

(11) À guisa de ilustração deve-se registrar que esse parâmetro vale 63,9 para o Japão; 91,9 para a Itália e 101,7 para a França.

za e da situação de mercado de cada componente. Entretanto, a estatística está aí para mostrar que, quanto maior for o número de tomadas de preço, tão mais eficientes serão os estimadores utilizados. Como o número-índice é um valor médio, se fôssemos calcular um intervalo de confiança para o mesmo, admitindo-se, por exemplo, 2 desvios-padrão, tanto mais representativo ele seria quanto maior fosse o número de tomadas de preço.

#### *6) Provável Viés Negativo no INPC devido ao Sistema de Coleta de Preços*

Conforme visto nos Capítulos 2 e 3, qualquer número-índice (e o índice de preços não foge a esta regra) é formado pela agregação de dois componentes básicos: um sistema de pesos e um sistema de preços. Nesta parte do trabalho, faremos um ensaio econométrico em que as variações mensais nos índices, acusadas pelo IBGE para diferentes regiões do país, serão comparadas com aquelas fornecidas pelas outras entidades, geralmente de natureza acadêmica, e apresentadas no Capítulo 5.

Neste ensaio os incrementos mensais, para cada região, utilizados no cálculo oficial do INPC, serão sempre nominados como sendo IBGE a fonte produtora, embora estejamos cientes que alguns deles — como os das regiões de Fortaleza, Salvador e Curitiba — ainda são elaborados pelo Ministério do Trabalho. A fonte alternativa para cada região será a entidade apresentada no Capítulo 5 que elabora o mesmo tipo de índice de preços ao nível consumidor, e aqui chamado simplesmente de “outra fonte”. Assim, por exemplo, a “outra fonte” referente ao Rio de Janeiro será a Fundação Getúlio Vargas; para São Paulo, o DIEESE; para Belo Horizonte o IPEAD, e assim sucessivamente.

Estamos cientes das restrições que estão presentes neste ensaio; uma delas, é a de que estamos comparando incrementos mensais da região metropolitana (dados do IBGE) com incrementos de Municípios-Sede (dados da “outra fonte”). Entretanto, acreditamos que mesmo assim essa comparação possa ser realizada, e isto por duas razões: em primeiro lugar, os dados das duas últimas colunas da Tabela I indicam que o peso relativo da população para os 10 segmentos considerados é bastante semelhante quando o critério de Região ou de Capital são utilizados; em segundo lugar, não acreditamos que existam diferenças significativas nas variações dos preços dentro de uma mesma região, mas sim entre regiões.

Os dados utilizados nesta simulação estão apresentados na Tabela II e Gráfico I, e são referentes ao período comum janeiro a setembro de 1979.

Os dados apresentados na Tabela a seguir permitem verificar que, para os pontos em comum as 10 Regiões nos nove meses (janeiro a setem-

bro) – 90 observações –, em 59 casos (ou 2/3) os dados de incrementos mensais nos índices de preços ao consumidor elaborados pela “outra fonte” apresentam valores maiores que aqueles calculados pelo IBGE; nos restantes 31 casos (ou cerca de 1/3 das observações) os valores apresentados pelo IBGE são superiores àqueles das fontes alternativas.

Esta constatação sugere que, apesar das “outras” fontes não apresentarem uma metodologia uniforme – metodologia esta que se pressupõe uniforme para o IBGE – em média elas apresentam valores sistematicamente maiores para os incrementos mensais.

O fenómeno é também apresentado no Gráfico I. Note-se que, fixada uma certa área  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, 10$ ) e um certo mês  $j$  ( $j = 1, 2, \dots, 9$ ) era de se esperar que os 90 pares de observações devessem se alinhar sobre uma reta de 45° no sistema cartesiano-ortogonal – caso em que  $y_{ij} = x_{ij}$  – ou em torno dessa reta, caso em que um ajustamento estatístico revelaria que  $\hat{y}_{ij} = x_{ij}$  (reta com intercepto nulo e declividade unitária), onde  $y_{ij} = x_{ij} + u_{ij}$  e onde  $u_{ij}$  representaria uma variável aleatória de média zero, não auto-correlacionada e de variância constante.

Do ponto de vista estatístico existem dois casos a serem analisados e sugeridos pelo Gráfico I. Um deles diz respeito ao problema da heterocedasticidade, que será posteriormente discutido. O outro, é o que nos interessa no momento, diz respeito ao valor médio da declividade da função; como a heterocedasticidade de “per si” não afeta a justeza dos estimadores de mínimos quadrados, o método poderá ser utilizado para estimar os parâmetros da função.

Por intermédio de análise de regressão, obteve-se para a estimativa da variância do erro o valor 44,89, para  $\bar{y}$  (incremento médio para as 90 observações do IBGE) o valor 3,96 e para  $\bar{x}$  (incremento médio das outras fontes) o valor 4,57. Testes estatísticos adequados revelaram que:

- a) a hipótese nula de regressão pela origem não pode ser rejeitada (intercepto nula);
- b) a regressão é significativa ( $t = 2,25$ ); e que
- c) o estimador da declividade da reta vale

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^9 y_{ij} x_{ij}}{\sum_{i=1}^{10} \sum_{j=1}^9 x_{ij}^2} = 0,83$$

TABELA II

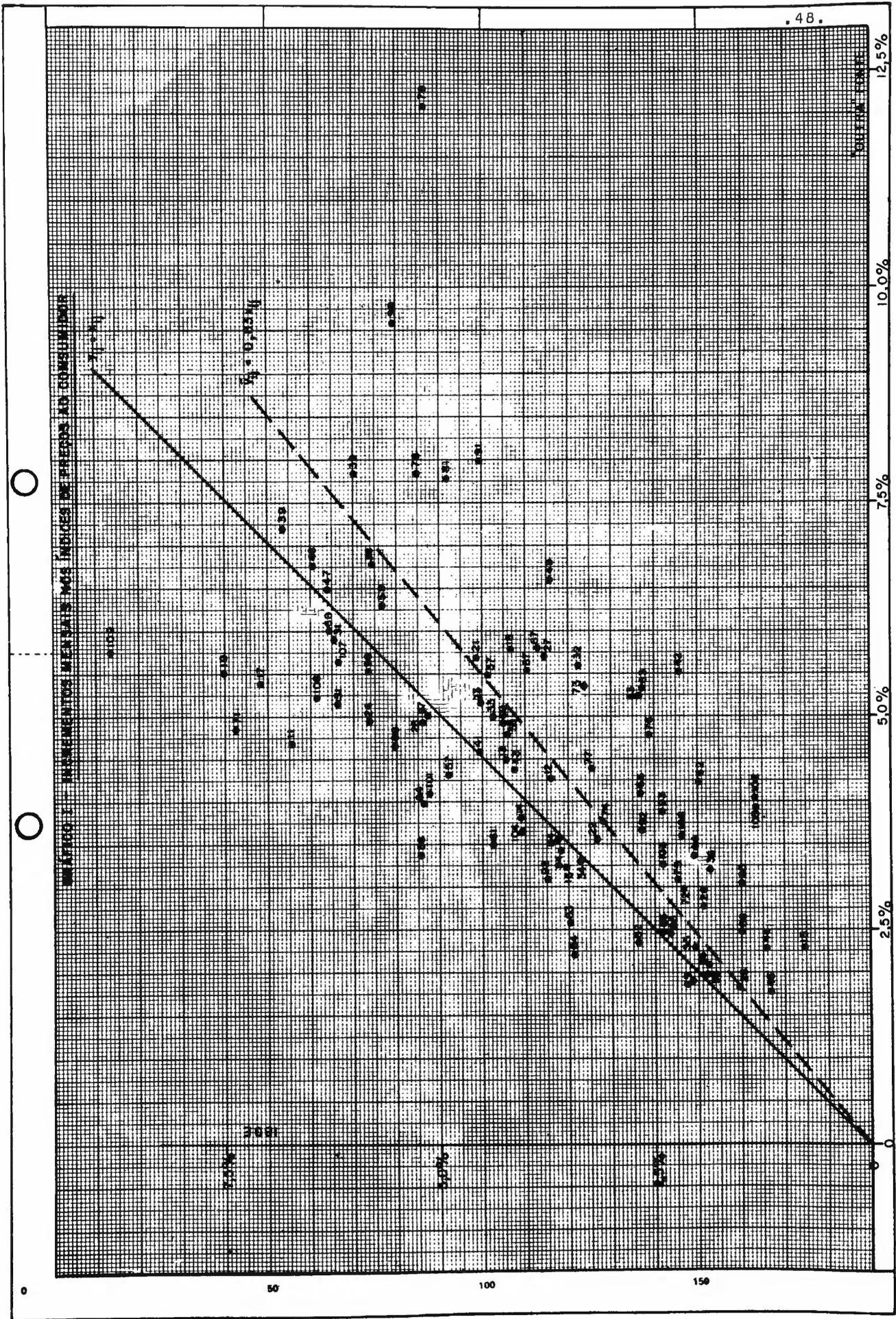
**Variações Mensais nos Índices de Preços ao Consumidor para o  
Ano de 1979, segundo as Regiões Metropolitanas e Fontes Produtoras**

Região	Fonte Produtora	JAN 1	FEV 2	MAR 3	ABR 4	MAI 5	JUN 6	JUL 7	AGO 8	SET 9	OUT	NOV	DEZ
1. Rio de Janeiro	IBGE	6,77	3,72	4,24	4,08	0,75	3,57	7,10	4,18	7,54	...	...	...
	FGV	4,70	4,30	4,50	3,80	2,30	3,20	5,40	5,80	5,50	3,80	6,00	8,60
2. Porto Alegre	IBGE	4,57	3,16	4,51	5,83	1,49	1,95	3,79	5,19	5,97	...	...	...
	IEPE	5,68	3,58	5,19	4,93	1,83	2,82	5,74	4,95	7,87	3,33	6,45	5,49
3. Belo Horizonte	IBGE	6,27	3,39	4,26	3,35	2,03	1,87	4,43	5,78	6,85	...	...	...
	IPEAD	5,90	5,60	4,90	3,30	2,30	3,20	5,50	6,80	7,20	3,70	7,10	9,10
4. Recife	IBGE	4,58	2,20	4,14	2,04	1,17	1,18	6,34	6,40	3,70	...	...	...
	UNPS	4,60	5,50	4,40	3,40	1,80	2,30	6,50	6,80	6,60	6,09	6,50	7,67
5. São Paulo	IBGE	6,21	2,67	2,66	3,62	1,87	2,62	4,92	4,23	5,64	...	...	...
	DIEESE	5,12	3,65	5,22	3,55	2,09	4,10	4,30	4,80	6,30	5,50	3,70	6,61
6. Brasília	IBGE	4,39	1,99	2,66	5,20	2,07	1,51	3,84	6,27	4,41	...	...	...
	CODEPLAN	3,50	4,20	5,30	4,00	1,90	2,50	5,80	6,00	5,00	4,90	7,80	8,35
7. Belém	IBGE	7,39	2,18	3,32	3,11	2,27	2,56	3,23	5,31	5,21	...	...	...
	IDESP	4,85	2,99	5,35	3,76	3,13	4,74	4,41	7,87	12,31	3,68	6,17	7,11
8. Fortaleza	IBGE	4,94	2,70	3,49	3,46	2,41	2,38	3,99	5,23	5,54	...	...	...
	SEPLAN-CE	7,82	2,34	2,57	2,21	2,47	2,47	5,58	3,37	4,63	5,61	6,78	9,09
9. Salvador	IBGE	4,53	3,76	2,40	3,59	1,51	1,91	5,21	5,84	5,54	...	...	...
	CEPLAB	8,00	3,10	3,90	3,40	3,10	2,00	5,00	5,50	9,60	3,82	6,20	8,40
10. Curitiba	IBGE	5,16	1,36	2,41	4,06	1,32	2,18	6,21	6,47	8,87	...	...	...
	IPARDES	4,21	4,06	3,23	3,63	3,97	3,59	5,66	5,21	5,73	5,37	6,54	4,62
BRASIL.	IBGE	5,83	2,87	3,45	3,91	1,77	2,38	4,87	5,23	6,32	4,91	5,70	7,10

Fonte: — Boletins de Divulgação dos Índices de Preços das entidades citadas — Vários Números.

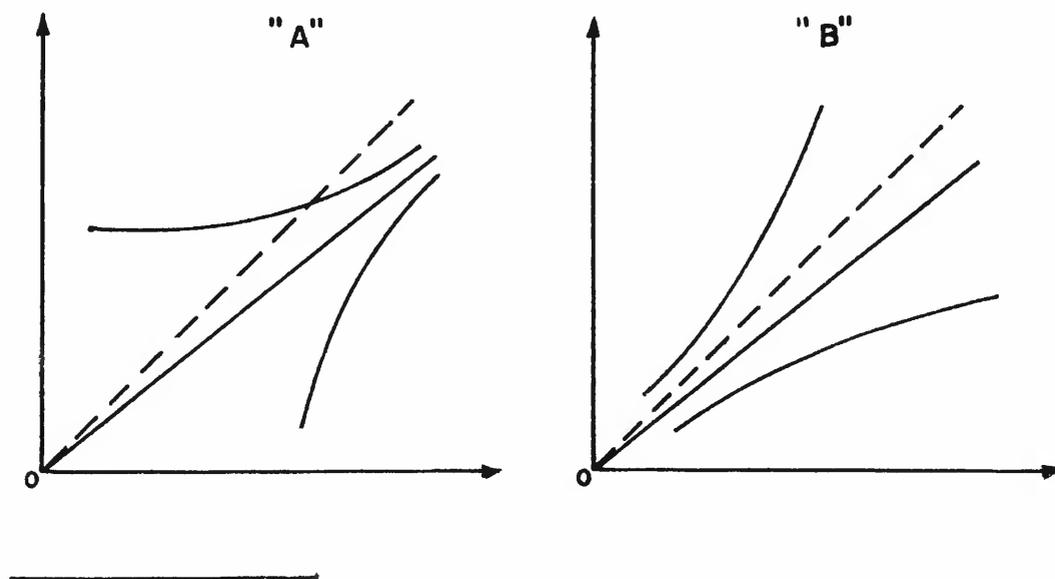
— No caso do IBGE, Centro de Documentação e Informática - CDI/MTb.

— ... Dados não disponíveis (de domínio público) nesse nível de agregação



Em vista dos resultados, temos que  $\hat{y}_{ij} = 0,83 x_{ij}$ , ou seja, em média as variações mensais nos índices de preços ao consumidor acusadas pelo IBGE subestimam em 17% aquelas apresentadas pelas "outras" fontes (ou então superestimam em cerca de 20% os incrementos mensais apresentados pelo IBGE, se for este quem calcula as "verdadeiras" variações) 12.

Quanto à heterocedasticidade observada, algumas hipóteses poderão ser lançadas. A hipótese convencional tratada em economia é a de que, geralmente, a variância ou o desvio-padrão do erro aumenta com os valores de  $x_{ij}$ , caso que também se verifica no Gráfico I apresentado. Entretanto, é sabido que para maiores taxas de inflação os aumentos de preços tendem a "marchar" solidariamente no tempo, independentemente dos períodos de tempo e das regiões consideradas. Isto se prende ao facto de que os acréscimos mensais de preços são uma forma reduzida de dois componentes: o monetário e o de mercado. Assim, para elevadas taxas de inflação mensal, as flutuações provocadas por problemas específicos de mercado (sazonalidade na oferta de uma determinada cidade num certo mês, por exemplo) ficariam "mascaradas" pelo componente monetário. Por outro lado, para menores taxas de inflação, a participação relativa do componente de mercado seria maior e, conseqüentemente, as flutuações de preços entre meses e entre regiões seriam maiores. Em outras palavras, seria de se esperar um gráfico como o aspecto "A" e não "B", como o apresentado, ou seja:



(12) Uma maneira alternativa de se testar essa hipótese, seria através de teste de comparação de suas médias ( $\bar{y} = 3,96$  e  $\bar{x} = 4,57$ ); neste caso teríamos  $F = 1,04$  e  $t = 2,29$ , concluindo-se que a média de  $y_{ij}$  é significativamente inferior àquela de  $x_{ij}$ .

Este fato sugere que, se fosse válida a hipótese por nós formulada — evidentemente não consistente com os dados do IBGE — a preocupação em vista de uma maior precisão para os indicadores de preços ao nível de consumidor, deveria ocorrer quando menores taxas de inflação fossem observadas. Acontece, entretanto, que a hipótese formulada é correta, e que não existe nenhuma razão para que os dados de variações mensais apresentem o aspecto "B" conforme gráfico, a menos que ocorram problemas de perda de eficiência ocasionados pelos levantamentos de preços do IBGE.

Para a comprovação da hipótese formulada, basta que se compare duas outras fontes que elaborem índices de preços, que não o IBGE. Em vista das condições de experimentação, é aconselhável que a comparação seja feita para uma mesma localidade e para um mesmo período de tempo. Assim sendo, essa comparação é possível para a cidade de São Paulo onde duas entidades — a FIPE e o DIEESE — elaboram mensalmente esse indicador; os dados utilizados referem-se ao período que vai de janeiro de 1977 a dezembro de 1979, e encontram-se apresentados na Tabela III e no Gráfico II seguintes.

Conforme facilmente se constata pelo Gráfico II, os pontos do diagrama de dispersão, além de se alinharem em torno de uma reta de 45° — que mostra que na média os dois índices se equivalem —, apresentam um perfil heterocedástico com o aspecto "A" esperado. Este fato confirma a hipótese de que, quanto maior for a taxa de inflação os índices serão mais solidários, e vice-versa.

No caso dos dados do IBGE vis à vis das demais fontes, acreditamos que a grande variabilidade nos acréscimos mensais (crescente com a média) reside justamente no sistema de levantamentos de preços. Por quê? Porque, como visto, todo número-índice está baseado em dois sistemas: o de ponderação e o de preços; como os dados do IBGE (IBGE propriamente dito ou MTb) foram agregados por uma mesma fórmula, e que é semelhante à utilizada pelas outras fontes, as discrepâncias encontradas devem ser atribuídas ao sistema de preços. Uma maneira de se verificar esse evento consiste na análise dos dados apresentados na Tabela IV e Gráfico III.

Conforme se nota pelos dados da Tabela IV, os coeficientes de variação nos acréscimos mensais "entre meses" acusados pelos dados do IBGE, são sensivelmente superiores àqueles acusados pelas outras fontes, para todas as 10 regiões comparadas, com exceção para Fortaleza e Salvador (dados do MTb?)

## TABELA III

Variações Mensais no Índice de Preços ao Consumidor da Cidade de São Paulo, segundo a FIPE e o DIEESE para o período Janeiro/1977 a Dezembro/1978.

Mês / Ano	Variações Mensais (%)		Mês / Ano	Variações Mensais (%)	
	FIPE	DIEESE		FIPE	DIEESE
Jan/77	3,62	5,30	Jan/79	4,13	5,12
Fev/77	3,99	2,50	Fev/79	2,14	3,65
Mar/77	4,80	4,80	Mar/79	5,91	5,22
Abr/77	4,43	5,40	Abr/79	3,36	3,55
Mai/77	2,16	1,60	Mai/79	2,09	2,09
Jun/77	2,57	1,20	Jun/79	4,34	4,10
Jul/77	1,93	1,80	Jul/79	4,35	4,30
Ago/77	1,57	1,10	Ago/79	3,40	4,80
Set/77	1,99	3,00	Set/79	6,45	6,30
Out/77	2,26	1,80	Out/79	4,70	5,50
Nov/77	2,86	2,70	Nov/79	4,72	3,70
Dez/77	2,80	1,70	Dez/79	7,06	6,61
Jan/78	1,75	4,33			
Fev/78	3,86	4,11			
Mar/78	2,55	3,57			
Abr/78	1,86	1,61			
Mai/78	2,92	2,68			
Jun/78	5,00	4,07			
Jul/78	4,22	3,42			
Ago/78	2,63	2,40			
Set/78	2,45	1,59			
Out/78	2,70	3,01			
Nov/78	2,51	2,26			
Dez/78	1,65	1,21			

Fonte: Boletins Mensais de Divulgação da FIPE - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas e do DIEESE - Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos - Vários Números.

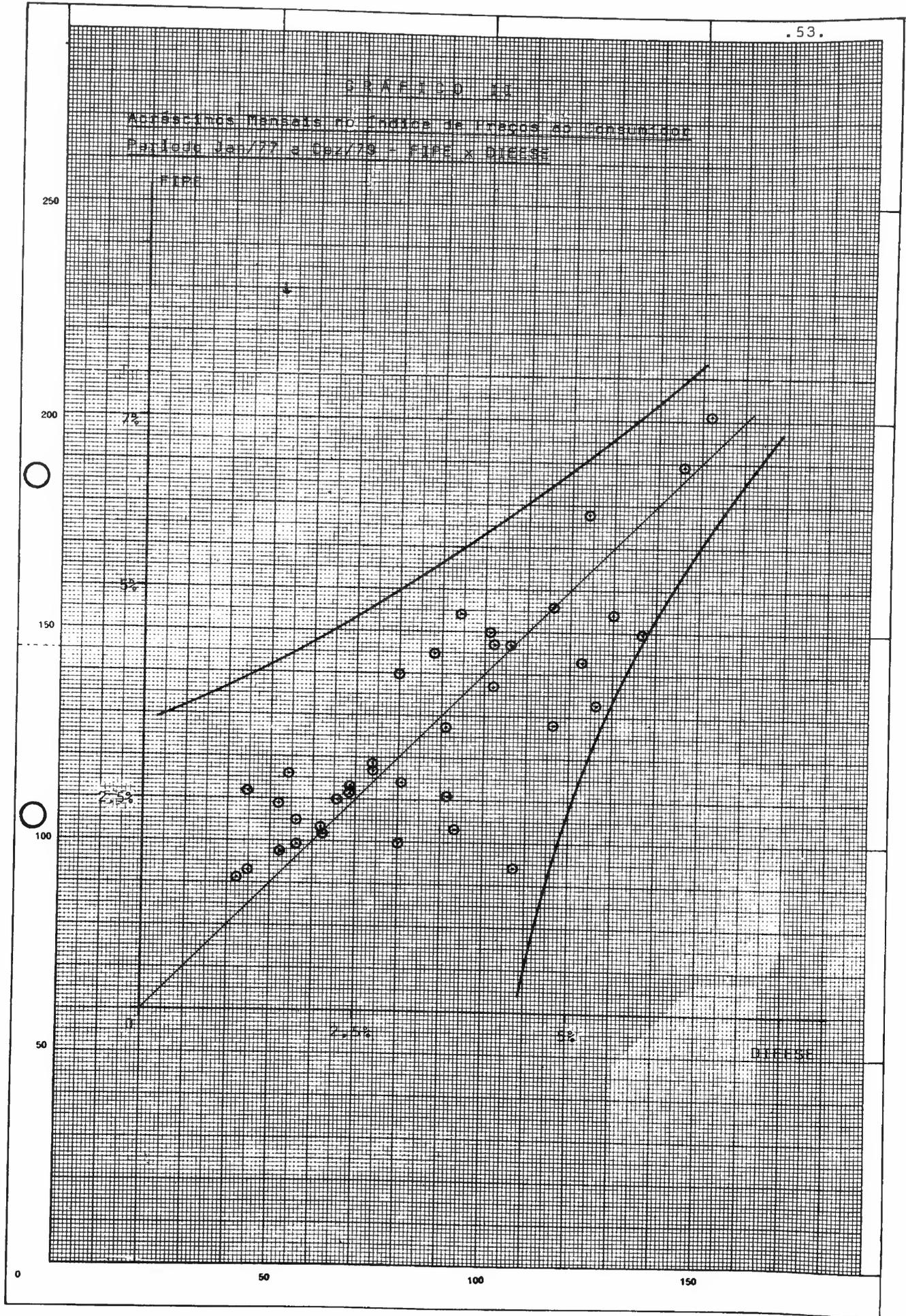


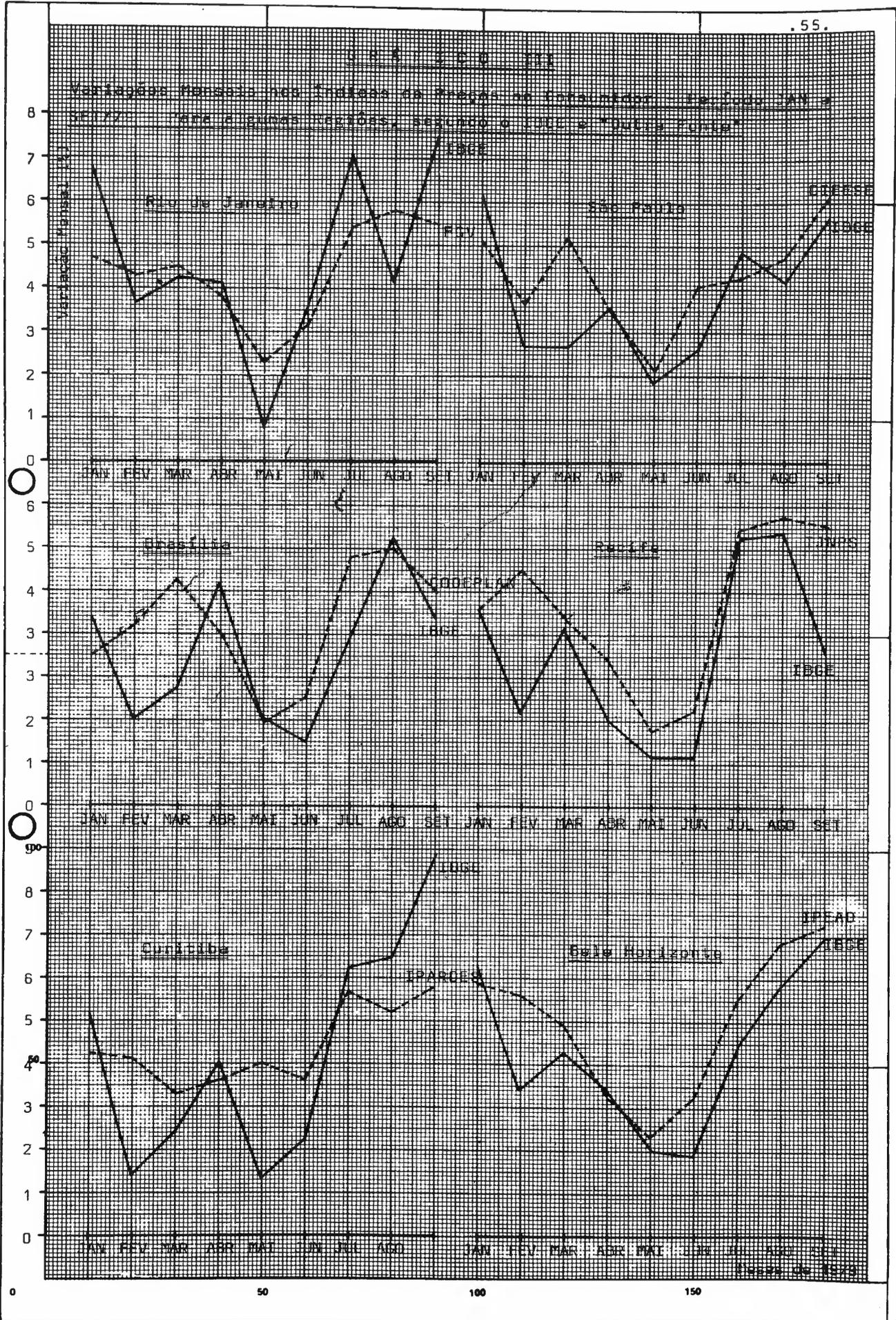
TABELA IV

**Coefficientes de Variação nos Acréscimos Mensais – em % – Entre Meses e Entre Regiões**

Entre Meses			Entre Regiões		
Região	IBGE	Outra Fonte	Mês	IBGE	Outra Fonte
Rio de Janeiro	45,9	26,2	Jan	19,7	27,0
Porto Alegre	39,5	37,6	Fev	29,2	26,5
Belo Horizonte	41,9	34,0	Mar	24,6	21,3
Recife	57,5	40,1	Abr	27,7	18,6
São Paulo	39,4	27,8	Mai	31,4	28,1
Brasília	45,4	33,7	Jun	30,9	27,8
Belém	45,8	52,8	Jul	26,3	12,2
Fortaleza	31,9	51,9	Ago	15,1	22,1
Salvador	42,0	51,7	Set	25,3	32,7
Curitiba	62,4	21,3			

Quando os coeficientes de variação são calculados “entre regiões” os valores acusados pelos dados do IBGE são, embora não tão discrepantes como no caso anterior, maiores que os acusados pelas outras fontes. A exceção aqui ocorre para três dos nove meses analisados, janeiro, agosto e setembro <sup>13</sup>

(13) Para os meses de agosto e setembro não temos uma explicação para o fenômeno. Para o mês de janeiro, acreditamos que a maior variabilidade relativa dos dados de outras fontes, comparativamente a do IBGE, deve-se ao fato de a Fundação Getúlio Vargas e algumas entidades que seguem mais de perto a sua metodologia (como as de Fortaleza e Salvador), contabilizarem no índice de preços administrados – geralmente majorados em Janeiro – na proporção 3, 2 e 1, isto é, lançando apenas a metade do incremento no mês de Janeiro. Com as demais entidades pertencentes ao grupo “outra fonte” não se lançam a essa prática, e como o IBGE também não o faz, fica explicada a maior variabilidade do conjunto “outra fonte”



O Gráfico III, por seu turno, reproduz no tempo os incrementos mensais, de algumas regiões, apresentados na Tabela II. Conforme se verifica, as flutuações acusadas pelas outras fontes são menores que aquelas acusadas pelo IBGE, dando uma configuração gráfica mais "smooth" para as primeiras. Os dados referentes ao Rio de Janeiro e Curitiba representam bem esta situação.

Em resumo, as outras fontes, embora utilizando metodologias diferentes (conforme visto no Capítulo 5) são, no seu conjunto, mais homogêneas do que o IBGE tomado como uma instituição. Como para a elaboração do INPC o IBGE utiliza uma única fórmula para cálculo dos índices regionais, acreditamos que a heterogeneidade das informações deve basear-se no sistema de levantamentos de preços que, ao que tudo indica, introduz um viés negativo no índice. Em outras palavras, a heterogeneidade dos levantamentos de preços do IBGE é introduzida pelas Delegacias Estaduais da entidade, onde parece não existir uma coordenação técnica preocupada em efetivamente aplicar uma metodologia uniforme; a qualidade das informações fica, pois, condicionada à capacidade gerencial dos delegados regionais e de seus prepostos.

#### 7) Uma Medida Objetiva do Provável Viés

Para o período em análise, o viés provável no INPC pode ser medido. Para tal, basta que calculemos os índices nacionais mensais e os integremos nos nove meses de 1979. Os dados referentes ao IBGE estão apresenta-

### TABELA V

Variações Percentuais Mensais no INPC – Período Janeiro e Setembro de 1979 – Segundo o IBGE e Outra Fonte

	JAN	FEV	MAR	ABR	MAI	JUN	JUL	AGO	SET	Acumulado
IBGE	5,83	2,87	3,45	3,91	1,77	2,38	4,87	5,23	6,32	43,0
Outra Fonte (peso-população região)	5,23	4,02	4,69	3,63	2,28	3,36	5,12	5,47	6,44	48,1
Outra Fonte (peso-população capital)	5,29	3,97	4,69	3,60	2,31	3,38	5,08	5,46	6,54	48,2

dos na última linha da Tabela II; para obtermos os dados nacionais mensais da "outra fonte" basta que ponderemos os dados das variações, mês a mês, das 10 regiões, pelo sistema de peso-população apresentado nas duas últimas colunas da Tabela I, segundo os critérios de peso-região e peso-capital. Os dados a que chegamos vêm agora apresentados, e resumidos, na Tabela V.

Duas observações cabem aqui ser feitas. Em primeiro lugar, conforme notado anteriormente, os resultados para o INPC calculado via dados de "outras fontes" apresentam praticamente o mesmo resultado quando agregados pelos critérios peso população-região ou peso população-capital, o que justifica, inclusive, a comparabilidade deste com o INPC do IBGE. Em segundo lugar, nota-se que, para o período em análise, o INPC calculado pelo IBGE acusou um incremento cerca de 11% inferior (ou 5 pontos percentuais) àquele acusado pelo INPC "outra fonte"

Aqui uma dúvida poderia ainda pairar na cabeça do leitor, e diz respeito à ordem da comparabilidade entre os dois INPCs, ou seja, o do IBGE vis à vis "outra fonte", ou vice e versa; em outras palavras, assim como os dados do IBGE "subestimam" os da "outra fonte" em 11%, seria válido afirmar que os dados da "outra fonte" "superestimam" os do IBGE em + 12%. Entretanto, acreditamos muito mais na hipótese de subestimação, e isto por uma razão muito simples: os dados referentes às variações de preços no período janeiro a setembro de 1979, medidos por outros critérios, estão muito mais próximos do valor 48,1% acusados pelo INPC "outra fonte" do que os 43% acusados pelo INPC IBGE. Neste sentido, por exemplo, números-índices publicados na Revista Conjuntura Econômica da Fundação Getúlio Vargas mostram que, para o mesmo período, o Índice Geral de Preços, o Índice de Gêneros Alimentícios, e o Índice de Preços por Atacado (todos os três no conceito de disponibilidade interna) apresentaram, respectivamente, os acréscimos de 48,7; 48,6 e 49,4%.

#### 8) *Defasagem entre a Época de Referência e a Época de Incidência*

Na realidade, quando os índices semestrais de reajustes salariais, dados pelo INPC, são divulgados, eles não dizem respeito à época em que o reajuste incide. Assim, por exemplo, o primeiro reajuste semestral decretado — e que corrigiu o período de incidência junho a novembro de 1979 — e de 26,6%, foi calculado defasado de dois meses, isto é, teve como período de referência aquele compreendido entre os meses Abril a Setembro de 1979. Se fosse considerado o período real da incidência, o incremento salarial deveria ser de 33,2%<sup>14</sup>. Os dados mostram que,

---

(14) Se fosse utilizado o INPC "outra fonte", os valores seriam respectivamente de 29,3 e 34,7%.

dependendo da fase de inflação porque passa a economia, podem existir perdas de salário real no curto prazo se a inflação for crescente (como no caso analisado), ou ganhos se a mesma for decrescente. É óbvio que na média o salário real seria recomposto; entretanto, parece-nos que o problema tem que ser levado em conta também no curto-prazo; a própria adoção da política de reajustes semestrais indica essa preocupação <sup>15</sup>

9) *Ganhos ou Perdas Regionais devido ao Elevado Nível de Agregação*

Como o Brasil é um país de dimensões continentais, associado às suas peculiaridades geográficas (solo, clima, relevo, etc.), os preços apresentam comportamentos diferentes no curto prazo. Assim sendo, quanto maior for o nível de agregação do Índice de Preços ao Consumidor, tanto mais abstrato ele o será; o INPC neste caso refletiria uma “média” nacional mas não a situação de cada região em particular. Vimos que no período efetivo janeiro a setembro de 1979 o INPG acusou um incremento de 43,0%. Para o mesmo período, integrando-se no tempo os dados do IBGE da Tabela II, verificamos que para a Região de Belo Horizonte e Curitiba os incrementos foram, respectivamente, de 45,1 e 44,7%; assim estas regiões estariam perdendo no período, respectivamente, - 2,1 e 1,7 pontos percentuais na correção de seus salários. Já a Grande São Paulo e Brasília (índices de 40,1 e 37,3%) estariam tendo um ganho real extra em seus salários, respectivamente, de + 2,9 e + 5,7 pontos percentuais, o que geraria, nas palavras de nosso Ministro do Planejamento, uma “inflação burra”

---

(15) A divulgação de dados com discrepâncias entre as datas de referência e de incidência não é privilégio único do INPC. O próprio IBGE ao levantar preços de insumos da construção civil — provavelmente ligado ao problema de funcionamento da “máquina” de levantamentos de dados primários — faz com que os índices SINAPI-BNH divulgados como sendo referentes ao mês  $t$ , na realidade o sejam (embora isto não é do domínio público) referentes efetivamente ao mês  $t-1$ .

## BIBLIOGRAFIA

- BANERJEE, K.S. – “Unified Statistical Approach to the Index Number Problem” *Econometrica*, Vol. 29 – nº 4, 1961
- Bureau of Labor Statistics – *The Consumer Price Index* U.S. Department of Labor, 1971.
- DIVISIA, François – “L’Indice Monétaire et la Théorie de la Monnaie” *Revue d’Economie Politique*, Vols. 39/40, 1925/6.
- FISHER, Irving – *The Making of Index Numbers*. Boston: Houghton Mifflin Co., 1922.
- FRISCH, Ragnar – *O Problema dos Números Índices*. Rio de Janeiro: Serviço Gráfico do IBGE, 1950.
- IBGE – *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor Metodologia*. Rio de Janeiro, Outubro de 1979.
- IBGE – *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - Manual de Instrução para a Pesquisa de Locais de Compra*. Rio de Janeiro, Março de 1979.
- IBGE – *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor Manual de Instruções para a Coleta de Preços ao Consumidor*. Rio de Janeiro, Junho de 1979.
- KIRSTEN, J. Tiacci – “Nota sobre a Reformulação da Estrutura do Índice de Custo de Vida no Município de São Paulo” *Revista Estudos Econômicos*, 2(5). São Paulo: IPE/USP, 1972.
- KIRSTEN, J. Tiacci – *Metodologia da Construção de Índices de Preços ao Consumidor Custo de Vida*. São Paulo: Faculdade de Economia e Administração – Instituto de Pesquisas Econômicas, Série IPE/Monografias, nº 6, 1975
- KIRSTEN, J. Tiacci – *Números-Índices de Preço na Construção Civil Aspectos Metodológicos*. São Paulo: Faculdade de Economia e Administração da Universidade de São Paulo, 1978.
- Lei nº 6.708 de 30/10/79 – “Dispõe sobre a correção automática dos salários, modifica a política salarial e dá outras providências”

Lei Complementar nº 14 de 08/06/73 e Lei Complementar nº 20 de 01/07/74 – “Estabelece as Regiões Metropolitanas”

MOURA DE MELO, Francisco de Assis – *The Brazilian Consumer Price Index Program* – IBGE, Rio de Janeiro, Junho de 1979.

MOURA DE MELO, Francisco de Assis – *A Atual Produção de Índices de Preços ao Consumidor no Brasil e o Projeto do IBGE* Documento Interno do IBGE, sem data.

Oficina Internacional del Trabajo – *Guía Técnica Precios del Consumo* Volume I Ginebra, 1978.

Portaria nº R.PR-17/80 de 15/04/1980 da Fundação IBGE, publicada no Diário Oficial da União de 16/04/80 (pags. 6.579/82) – “Aprova metodologias de cálculo do INPC”

ROY R. – “Em Torno dos Números-Índices”, *Revista Brasileira de Estatística*, nº 39-Ano X, 1949.

ROY R. – “Os Diversos Conceitos em Matéria de Índices” *Revista Brasileira de Estatística*, nº 40 Ano X, 1949.

SILVA, Jubiry Vicente – *Metodologia de Cálculo do Índice de Preços ao Consumidor*. Brasília: Ministério do Trabalho Secretaria Geral Centro de Documentação e Informática, Junho de 1978.

THEIL, H. – *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North Holland Publishing Co., 1967

## ERRATA

Referente a **Estudos Econômicos**, volume 10, número 1

– Janeiro a Abril de 1980 –

“Eficiência Técnica na Produção: Uma Análise Empírica dos Setores Siderúrgico e de Plásticos no Brasil” William G. Tyler.

**página 34**

*onde se lê:*  $\hat{\alpha}, \hat{\alpha}, \hat{\beta} = 0$

*leia-se:*  $\hat{\alpha}, \hat{\alpha}, \hat{\beta} \geq 0$

**página 39: Tabela 1**

*onde se lê:*  $R^{-2}$

*leia-se:*  $\bar{R}^2$

O coeficiente  $\beta$  da programação linear para o setor de plásticos é 0,277

**página 41: Tabela 2A**

*onde se lê:* número de firmas

*leia-se:* número da firma.

**página 42: Tabela 2B**

*onde se lê:* número de firmas

*leia-se:* número da firma.

**página 46: Tabela 4**

Todos os valores da tabela são frações decimais.