

# A Medida do Erro em Índices de Custo de Vida

ALEXANDER BERNDT

## Introdução

Se a teoria dos números-índices é rica em discussões da maior ou menor adequação de certas formulações conceituais desses índices, é totalmente pobre em termos da discussão dos erros existentes na elaboração de qualquer um deles. Pretendemos aqui abordar exatamente este segundo aspecto. A não inquirição dos erros existentes na elaboração de um índice de custo de vida<sup>(1)</sup> reduz sensivelmente a utilidade da discussão das filigranas, das variantes sutis, das diversas definições conceituais de um índice de custo de vida. Há nítida preponderância na literatura estrangeira de "elegantes" discussões da menor ou maior adequação do

mapa de indiferença do consumidor, nesta ou naquela circunstância, para este ou para aquele tipo de bem específico. É difícil, praticamente inexistente, uma discussão a respeito dos possíveis erros em qualquer uma das definições conceituais adotadas para um índice de custo de vida. É nesta linha de discussão, das formas de abordagem e tentativas de conhecimento das grandezas de erros associados à estimação de um índice de custo de vida, que pretendemos apresentar este trabalho.

Na teoria dos números-índices temos andado de mãos dadas com o desenvolvimento algébrico de sua construção e com as hipóteses da teoria econômica que os avalizam. No entanto, praticamente nada tem sido feito no sentido de se conhecer o erro da estimativa "índice". Explica-se este fato pela natureza extremamente complexa, oriunda do tipo de agregações que todo número-índice realiza. O número de variáveis envolvidas, associadas às constantes de proporcionalidade, (os pesos), e também à forma da agregação das variáveis aos pesos, gera a

---

*O autor pertence à FIPE-USP.*

(1) Acreditamos que grande parte deste trabalho também tenha contribuições a outros índices de preços que não o índice de preços aos consumidores. Como nossa experiência é maior com estes últimos, centramos nossa atenção, principalmente nos exemplos, em índices de custo de vida.

natureza específica de cada índice. O conceito de número-índice como um agregado adimensional, teve o seu grande impulso com o memorável trabalho de Fisher (1936), *The Making of Index Number*. A partir do seu trabalho, onde são identificados mais de 1.000 tipos de índices possíveis de serem elaborados, caminhou-se no sentido de dar maior significado aos diversos índices, olhando-se o lado específico do objetivo de cada uma de suas utilizações, paralelamente ao lado da maior pertinência teórica das hipóteses econômicas que supostamente refletem uma "realidade".

Várias são as prováveis razões de não existirem exercícios de mensuração, mesmo que parcial, de erros nos índices. De um lado, o conceito de um índice de custo de vida localiza-se dentro do arcabouço da teoria do consumidor com todas as restrições da possibilidade de sua definição em termos operacionais e dependente dos pressupostos teóricos que o originaram. Neste sentido, o índice não corresponde a uma variável direta e facilmente mensurável. Pelo contrário, é aquilo que em ciências humanas chamamos de "construto": isto é, um conceito criado dentro de uma teoria.

Por outro lado, a própria estatística não apresenta ferramental suficientemente adequado para tal fim. Essa está voltada principalmente para o cálculo de variância de vários estimadores, mas sempre de variáveis "objetivas", factuais, obtidas a partir de amostras originárias de métodos de seleção claros e definidos. Neste aspecto, um índice de preços, com as várias hipóteses teóricas de que se vale (ou de que precisa!) foge ao que tradicionalmente se estuda e se desenvolve nesta área da estatística.

A preocupação com a mensuração de erros de estimativas em estatística é o centro de toda a preocupação com a teoria de inferência. Basicamente, deseja-se conhecer e medir erros associados a uma estimativa, para que dentro de certas afirmações de probabilidades de confiança se possa estabelecer limites que correspondam à pos-

sível inclusão do valor populacional estimado por uma amostra. No nosso caso pretendemos, aqui, discutir as dificuldades e as possibilidades de medir erros dos índices de preços, para que, a partir disto, se possa estabelecer intervalos para a estimação de valores populacionais.

A relevância deste trabalho pode ser facilmente exemplificada pela grandeza das diferenças entre os diversos índices do custo de vida de São Paulo. Informações da FIPE (Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas), do INPC exclusivo para São Paulo, e do DIEESE (Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Sócio-Econômicos), indicam que no período de julho de 1981 a maio de 1982 o desvio entre os três índices era, em termos relativos, de quase 20%. Em outros termos, para um índice mensal médio no período de 5,59%, 1,1 pontos percentuais correspondem a um desvio padrão da distribuição. Isto quer dizer que em 2/3 das vezes que uma das instituições apresentar o seu índice, este situar-se-á num intervalo de  $\pm 1,1$  pontos percentuais em torno do índice mensal. Ou ainda, em 1/3 das vezes um dos índices estimados estará fora deste intervalo. A grande diferença entre os índices é explicada pelo conjunto de diferenças existentes na elaboração de cada um deles. As classes de renda abrangidas diferem entre as instituições, o período de cobertura de coleta de preços é sensivelmente diferente no INPC (aproximadamente do dia 15 ao dia 15 do mês seguinte) e a fórmula de cálculo da FIPE é uma média geométrica, para citar alguns exemplos metodologicamente diferenciadores.

## 1 Modelagem do Erro Total

Consideremos um índice de custo de vida definido simplificada e como uma relação ponderada entre preços médios de dois períodos. Se imaginarmos a existência de um índice verdadeiro, ideal, correspondente a uma estimativa calculada, o erro total poderia ser facilmente definido como:

$$|I - I_{\text{VER}}| = \text{erro total} \quad (1)$$

No entanto, esta simples definição de erro total não é tratável estatisticamente.

Consideremos o conceito de "Erro Quadrático Médio" da distribuição amostral. Este é definido como:

$$EQM(I) = \sum_i P_i (I_i - I_{VERD})^2 \quad (2)$$

onde:

$I_i$  = um dado índice obtido por processo de amostragem;

$I_{VERD}$  = o índice ideal, verdadeiro, e

$P_i$  = a probabilidade de ocorrência do  $I_i$  específico.

A colocação desta somatória de diferenças ao quadrado ponderadas pela respectiva probabilidade de ocorrência de cada índice pode ainda ser decomposta convenientemente em um componente, devido ao erro de amostragem e outro devido às demais fontes de erros presentes:

$$EQM(I) = \text{var}(I_i) + [E(I_i) - I_{VERD}]^2 \quad (3)$$

Escrito desta forma, o inverso de  $EQM(I)$  é conhecido na física e adotado na estatística como "acurácia".

A colocação da variância amostral  $\text{var}(I_i)$  separada dos demais erros de natureza de "vieses" permite uma primeira aproximação de um modelo bastante simples, sugerido por Kish (1967):

$$(I - I_{VER})^2 = (\sum_g B_g)^2 + \sum_v \text{var}(I_v) \quad (4)$$

onde:

$$\sum_v \text{var}(I_v) = \sum_v \frac{S_v^2}{m_v}$$

cada uma das "v" variâncias unitárias é obtida de:

$$S_v^2 = \sum_{\alpha} (I - \bar{I})^2 / a - 1 \quad (5)$$

A medida total do erro do índice pode ser obtida pela agregação de "v" termos do tipo "variâncias" bem como do saldo dos "g" valores do agregado de todos os vieses presentes na estimação. Para guardar a homogeneidade da unidade de medida, estes vieses também são considerados ao quadrado.

A conveniência de uma abordagem tão simples, parece-nos estar primeiramente na separação de todos os erros em duas naturezas distintas estatisticamente: aqueles decorrentes da existência de um processo de amostragem, que pode ser traduzido convenientemente na linguagem de variância, e aqueles outros erros aos quais não há possibilidade ou há a dificuldade de atrelamento de uma implícita distribuição. E neste caso os erros são classificados como vieses. Para as variâncias, como veremos a seguir, temos tratamentos razoavelmente bem estabelecidos, ao passo que para os vieses, o desconhecimento é praticamente total na estatística.

Se adotarmos exemplificativamente uma das formas mais tradicionais do índice, uma média aritmética ponderada dos relativos de preços, podemos definir a variância deste agregado de  $j$  relativos ponderados por:

$$\text{var}(\sum_j W_j R_j) \quad (6)$$

onde  $W_j$  é o peso e  $R_j$  é o relativo de preços entre dois períodos de tempo, para o produto  $j$ .

Desenvolvendo esta variância, obtemos a seguinte expressão:

$$\text{var}(\sum_j W_j R_j) = \sum_j \text{var}(W_j R_j) + 2 \sum_{j < k} \text{cov}(W_j R_j, W_k R_k) \quad (7)$$

## MEDIDA DE ERRO EM ICV

Se temporariamente considerarmos os pesos como uma constante, o primeiro termo desta expressão reduz-se para:

$$\sum_j \text{var} (W_j R_j) = \sum_j W_j^2 \text{var} (R_j) \quad (8)$$

forma esta de uma amostra, onde cada  $W_j$  representa o peso de um estrato e no índice cada um corresponde a um item de despesa.

O segundo termo da expressão (7), de difícil cálculo, representa as covariâncias entre todos os pares de relativos ponderados. Se pudermos assumir que esta covariância é muito pequena, para que possamos desprezá-la no cálculo, a variância do índice se reduz para a forma:

$$\text{var} (W_j R_j) = \sum_j W_j^2 \text{var} (R_j)$$

Mas, mesmo nesse caso, a simplificação da adoção dos preços como constante deve ser vista com muita cautela.

Resta-nos indagar sobre a forma mais conveniente de obtenção de cada  $\text{var} (R_j)$ . O cálculo das variâncias dos relativos, por tratar-se da razão entre dois preços médios (cada um deles por sua vez também poderia ser considerado como uma média razão, mas não o é apenas para simplicidade de apresentação) é dado por:

$$\begin{aligned} \text{var} (R_j) = R_j^2 & \left[ \frac{\text{var} (r_1)}{r_1^2} + \right. \\ & + \frac{\text{var} (r_0)}{r_0^2} - \\ & \left. - \frac{2 \text{cov} (r_1 \ r_0)}{r_1 r_0} \right] \quad (9) \end{aligned}$$

onde:

$r_1$  e  $r_0$  são os preços médios nos períodos 1 e 0, e as variâncias de seus preços calcu-

lados segundo o sistema de amostragem adotado.

Para amostras simples aleatórias, considerando  $N$  suficientemente grande, teremos para cada preço médio a variância:

$$\text{var} (r) = \frac{1}{n(n-1)} \sum_i \frac{(P_i - \bar{P})^2}{\bar{P}^2} \quad (10)$$

Dois hipóteses nos permitiram chegar ao cálculo simplificado da variância do índice: a consideração do peso constante e da covariância nula entre pares de relativos ponderados. Se estas simplificações forem consideradas excessivamente restritivas, a única abordagem alternativa que nos resta é a da consideração conjunta das duas variáveis, pesos e preços, agora sob a forma de "dispêndios"

Como todo número-índice tem implícita, ou explicitamente associado um sistema de ponderação, poderíamos imaginar que um erro total pudesse ser obtido, utilizando-se a variável preço total de uma amostra de transações entre dois períodos. Como esta variável "transação" incorpora preços unitários e quantidades, teríamos de uma só variável o efeito de ambos os fatores: pesos (como quantidades) e preços (ou variações de preços). No entanto esse ideal é impossível, porquanto não temos índices de custo de vida dentro de uma metodologia corrente de acompanhamento de quantidades compradas e preços pagos, período a período subsequente.

Apesar desta impossibilidade julgamos conveniente chamar à atenção a existência de dois importantes componentes da variância total dos dispêndios entre dois períodos: um componente espacial e outro temporal. A variância espacial advém dos específicos locais de coleta de preços utilizados no período. No caso de um índice de custo de vida, os locais de compra onde são coletados os preços representam uma parcela da

variância denominada espacial. Já a variância temporal, também tem sua contribuição para a variância total, pois a distribuição de dispêndios ou realização de transações ocorre de uma forma não uniforme dentro do período para o qual será calculado o índice. No caso de custo de vida, a distribuição diferenciada de compra entre dias da semana claramente tem seu reflexo na variância. Por exemplo, se a coleta de preços no índice é uniforme (como tradicionalmente o é entre dias da semana), mas determinado mês apresenta a sexta-feira e o sábado da última semana do mês exatamente nos últimos dois dias do mês, e se estes são os dois dias de maior concentração de compras, a nossa estimativa média de dispêndios pode estar comprometida parcialmente pelo não acompanhamento da coleta de preços, na mesma proporção de realização das despesas durante a semana. Este tipo de erro provocado pela impossibilidade do cálculo de uma variância temporal pode às vezes ser comprometedor. No entanto, é impossível trabalhar com a decomposição da variância total em variância espacial e variância temporal. Esses dois conceitos são apenas teóricos e servem de lembrete para as tentativas de aproximação que faremos por outros caminhos da mensuração do erro total.

Nossa sugestão para contornar as dificuldades e restrições das formas de cálculo apresentadas até agora é utilizarmos o conceito de "amostras replicadas". Esta técnica para o cálculo de variâncias exige a partição da amostra original em "c" réplicas, cada uma delas uma subamostra obtida na mesma metodologia das demais.

A grande e primordial vantagem do uso de amostras replicadas é a possibilidade de incorporação dentro do processo de estimativa de um índice do método especificamente utilizado para tal fim. Qualquer que seja a escolha da fórmula ou de outros detalhes definidores do cálculo do índice, incluindo as especificidades da amostragem, podemos pelo fato de essas considerações estarem presentes igualmente em cada uma das esti-

mativas originárias de uma réplica, obter o erro conjunto destes vários fatores. Se isto é colocado como principal razão, não devemos descuidar de lembrar que todos os vieses ainda estão excluídos destas considerações. A idéia de replicação permite apenas conhecimento da parte do erro total denominado de erro variável, sempre calculado em forma de variâncias em torno de um parâmetro médio.

A nossa proposta de cálculo da variância total de um índice de custo de vida pode ser feita (e pretendemos fazê-lo assim que estiver concluída a atual Pesquisa de Orçamentos Familiares da FIPE para São Paulo), da seguinte maneira: considerem-se os preços coletados nos dois períodos em comparação, subdivididos em 10 réplicas. A cada uma destas 10 réplicas de relativos de preços acoplamos aleatoriamente 10 réplicas de pesos obtidos na POF (amostra original da POF subdividida em 10 réplicas)<sup>(2)</sup>. Desta maneira obtemos 10 réplicas, cada uma obtida pela junção de uma réplica de relativos de preços com uma réplica de pesos. O cálculo da variância total das 10 amostras replicadas é obtido de maneira semelhante à fórmula (10), na qual em vez de "preços" temos "índices" e "n" é substituído por "c" número de réplicas.

$$\text{var } (I) = \frac{1}{c(c-1)} \sum_c (I_c - \bar{I})^2 \quad (11)$$

ou no caso de 10 réplicas:

$$\text{var } (I) = \frac{1}{90} \sum_{c=1}^{10} (I^c - \bar{I})^2$$

(2) Supomos por simplicidade que as duas partes, preços e pesos, provêm de amostras aproximadamente simples aleatórias. Caso contrário, na seleção de cada réplica deve-se tomar cuidado especial, principalmente se uma ou mesmo as duas metades (pesos e relativos) forem obtidas de conglomerados primários.

A nossa proposta de geração das variáveis "relativo de preços" e "pesos", em forma de 10 réplicas cada uma, merece algumas considerações. A originalidade desta idéia tem a grande vantagem de considerar conjuntamente as variáveis "relativos" e "pesos" e estes últimos também como variáveis e não como constantes. No entanto, na variância total deste índice ainda não estará presente a parcela de erro decorrente da distância entre a data da POF e a do cálculo de um índice. Alguma idéia deste erro pode ser obtida se nos valermos de variáveis *proxy*, principalmente em forma de "simulações" de uma nova variância total, agora incorporando alterações de "pesos" de alguns itens a partir de variáveis *proxy*. Como exemplo podemos citar o peso do "metrô" exigindo periódicas revisões, em face das novas linhas e estações que vão sendo construídas. Uma variável *proxy*, no caso, pode ser o número de pessoas transportadas. O mesmo raciocínio pode ser adotado com maior ou menor segurança para os demais itens do índice. Claro está que em caso algum nossas variáveis *proxy* serão tão boas como o conhecimento efetivo de despesas em pesquisas de orçamentos contínuas. Como estas ainda não são uma realidade, devemos contentar-nos com as aproximações indiretas sugeridas.

Outros erros existentes num índice podem também ser incorporados ao cálculo da variância agregada dos pesos e relativos via amostras replicadas. Este é o caso de ligeiras modificações de definição de cobertura temporal do índice, adiantando ou atrasando, ou ainda, aumentando ou diminuindo os períodos de comparação. É possível também calcular índices separados por entrevistador (coletador de preços mensais) se cada um cobrir aproximadamente uma amostra simples aleatória da cidade. Todas as sugestões propostas exigem para sua realização certas facilidades de computação. Se estas estão previstas desde o início da elaboração do sistema de processamento do índice, ganha-se muito com o aprendizado das variâncias obtidas nos diversos cálculos e simulações realizadas.

## 2. Identificação das Principais Fontes de Erros

Paralelamente à possibilidade de cálculo de erros na estimativa do índice de custo de vida, julgamos conveniente apontar aqueles que nos parecem ser as principais fontes de erros, principalmente de vieses. A separação que faremos na discussão das fontes de erros, em relativos de preços e pesos aplicados a estes é apenas de natureza didática. A conveniência desta separação não reside na conceituação de um índice de preço, comparação de dispêndio entre períodos, sob certas hipóteses da natureza e comportamento dos mapas de preferência do consumidor. No entanto, tratar separadamente os pesos, seja na forma de quantidades consumidas, seja na proporção do dispêndio com certo item sobre o total do dispêndio em certa data base, tornará mais fácil a nossa tarefa de "aproximações" aos possíveis erros do índice, na próxima seção.

É conveniente separar também os possíveis erros existentes nos pesos em dois tipos: aqueles decorrentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares, erros da própria origem dos pesos que são mantidos fixos durante certo período e erros decorrentes do não acompanhamento das alterações das preferências dos consumidores. Este segundo tipo de erro decorre do lapso de tempo entre as datas da comparação do índice em relação à data original dos pesos. Neste último caso, quanto mais distante estamos da data original dos pesos, tanto maior pode ser este novo componente de erro em relação àquele implícito nos pesos obtidos pela Pesquisa de Orçamentos Familiares.

A abordagem mais simples dos possíveis erros gerados durante a Pesquisa de Orçamentos Familiares, afetando os pesos fixos utilizados durante certo período em um índice de preços é a consideração dos três principais momentos de realização desta: amostragem, coleta e estimação. Apesar de estritamente inter-relacionados, esta divisão permite uma melhor abordagem dos diferen-

tes tipos de erros. Iniciemos pelos erros de amostragem.

A seleção da amostra, independentemente de decisões de definições populacionais às quais um índice de preço irá pertencer, exige a consideração de erros tanto do tipo "vieses" como do tipo de "desvio". Estes últimos são mais facilmente calculáveis quando o método de amostragem for bem delineado e obedecido na sua execução, ao passo que os vieses, decorrentes principalmente de não cobertura adequada de população, ou ainda devidos à recusa de participação de certos estratos populacionais é de tratamento bem mais difícil.

A boa praxe estatística recomenda calcularmos as variâncias das principais despesas inferidas da pesquisa (se não de todas). Este cálculo é feito através da adequada adoção de modelos que reflitam o mais perto possível a prática amostral executada na POF. Alguns exemplos destes cálculos poderão ser encontrados no tópico *Cálculos de Desvios Amostrais* em nossa tese de livre-docência (Berndt, 1982).

A precisão da amostra (inverso do desvio padrão amostral) é obtida seguindo-se o delineamento amostral executado. Em amostras por conglomerados de domicílios, ao lado de perder-se às vezes significativa qualidade na estimativa (quando os conglomerados são bastante grandes e homogêneos no primeiro estágio de seleção), pode-se calcular suas variâncias e desvios amostrais para grandes agregados de despesas e principais itens que serão conhecidamente importantes devido às dimensões de seus pesos em um índice de preços. Se o número de estágios de seleção de amostra de conglomerados for grande, dificuldades operacionais estarão presentes, mas não serão intransponíveis, por aproximações muito boas em relação a outros tipos de erros.

Quando a amostra gerada aproxima-se de uma amostra simples aleatória com maior ou menor estratificação, em geral geográfica, pois estratificações *a priori* de rendas

são temerosas e freqüentemente imbuídas de vieses, permitem cálculos muito mais fáceis em relação às amostras por conglomerados e geram precisões amostrais muito mais significativas. De nossa experiência na elaboração de uma Pesquisa de Orçamentos Familiares, para a variável renda, em uma pesquisa de dois estágios pelo método PPS (*Probability Proportional to Size*) obtivemos de uma amostra global de 2.380 entrevistas em conglomerados médios de 12 entrevistas cada um, um desvio amostral na variável renda familiar relativo à média de 3,5%. Com uma outra amostra de perto de 1.500 unidades de consumo sorteadas aleatoriamente em um único estágio de seleção com uma implícita estratificação geográfica obtemos uma sensível redução do erro para 2,4%.

Independentemente do sistema de amostragem adotado, estarão sempre presentes os temíveis vieses decorrentes da não cobertura populacional adequada da amostra. Afirmamos isto considerando que outros erros, até verificados com certa freqüência, na inabilidade de trato com as técnicas de seleção amostral devem ser inexistentes. Principalmente as recusas de informantes, e estas concentrando-se em classes de renda mais alta, afetam sobremaneira, não apenas viesando o dispêndio total estimado para uma comunidade, como principalmente o dispêndio de certas categorias de despesas. Este é o caso que pudemos verificar da subestimação existente para a variável kw-h de energia elétrica consumido na cidade de São Paulo. Como esta variável era conhecida para a população e para a amostra sorteada, dentro desta consideramos dois estratos, aqueles que colaboraram com a pesquisa e aqueles que se negaram a colaborar. Verificamos significativas diferenças entre estes dois estratos. O consumo de kw-h dos endereços cooperantes situou-se em 196, enquanto que dos 10% de recusas situou-se em 302 kw-h. Esta diferença, se considerada a amostra que deveria ser levantada, redundou num viés de 7,8% de subestimação da variável quantidade de energia elétrica consumi-

da na Pesquisa de Orçamentos Familiares de São Paulo.

Ao ver-se detectado um viés não é necessariamente fácil sua correção, pois hipóteses empíricas deverão ser adicionadas para a conveniente inclusão da correção na estimativa de pesos depois de concluída uma Pesquisa de Orçamentos Familiares, em face da possibilidade de superestimação relativa do item cujo viés se conhece. Em geral é difícil, ou quase impossível, detectar os vieses existentes na Pesquisa de Orçamentos Familiares e conseqüentemente tentar corrigi-los. Além do viés de kw-h ao qual acabamos de nos reportar, outros vieses estarão presentes devidos às recusas de informantes, principalmente ainda nas classes de renda alta. Despesas com viagens, alimentação fora de casa e diversões estarão com certeza subestimadas. Em outras classes de renda a dificuldade de acesso a certos tipos de domicílios, principalmente aqueles constituídos de pessoas inábeis em fornecer informações, como por exemplo os permanentemente embriagados no momento da entrevista, com certeza subestimarão despesas de "consumo de bebida alcoólica" e outras.

Mas é na coleta dos dados em si de uma Pesquisa de Orçamentos Familiares que há maior desconhecimento dos erros existentes, bem como da quase total incapacidade de sua mensuração. Apenas recentemente, alguns cuidados vêm sendo tomados em Pesquisa de Despesas Familiares, como: *a.* entrevista com todos os membros acima de 14 anos na obtenção de suas despesas pessoais (anteriormente obtido por informação de uma única pessoa no domicílio, em geral a dona-de-casa); *b.* admissão de alternativas de instrumentos de coleta, cada um mais adequado às características de cada informante; *c.* tentativas de ganho de cooperação inclusive através da remuneração dos entrevistados, e outros procedimentos. Esses cuidados permitem acreditar-se um pouco mais na qualidade dos dados levantados.

O erro no peso devido à distância entre a data da POF e o cálculo do índice é impossível de ser conhecido, a não ser através de buscas, em alguns casos, de convenientes variáveis *proxy* indicadoras de alterações de hábitos de despesas dos consumidores. As dimensões deste componente no erro total do peso só se tornam conhecidas nas datas de elaboração de novas POFs. É bastante salutar nestas ocasiões retroagir para um ou dois anos o cálculo do índice, para os mesmos itens e relativos de preços anteriormente usados no índice, mas agora com pesos do próprio período. No curto intervalo de tempo do período de levantamento de dados da POF (geralmente um ano) podemos ter uma maior clareza da magnitude do erro devido à diferença de hábitos entre a data anterior e a atual de duas POFs.

Na realidade brasileira, com altas taxas inflacionárias surge uma fonte de erro peculiar: a qualidade dos deflatores utilizados nos dados de uma POF, para reduzi-los a um mesmo mês-base. Se os deflatores são inexistentes ou inadequados para vários itens de despesa, ficamos com um problema adicional na geração dos pesos dos itens em uma mesma data-base.

Alguns erros no levantamento mensal de preços são intimamente relacionados à POF. Este é o caso dos produtos escolhidos para compor o índice e o sorteio dos locais varejistas de coleta dos preços (em geral sorteados a partir das próprias informações dos domicílios entrevistados na POF). Nesta categoria de erro entram considerações de detalhes de especificação, embalagens, unidade de medida etc.

Deixando de lado os erros tipicamente originários da Pesquisa de Orçamentos Familiares, a coleta mensal de preços para obtenção dos relativos apresenta novas possibilidades de vieses. A natureza do preço cole-

tado é a primeira e fundamental variável. Entre preços de oferta anotados no produto, preços de "ocasião" (descontos, promoções), preços verbais (no caso de pequenos estabelecimentos) e ainda preços tabelados, a escolha sempre deve ser feita para cada item de despesa conforme as restrições operacionais existentes em relação à aproximação do preço efetivamente praticado.

Quando se adota na coleta de preços tabelados ao invés de preços praticados, deve-se tomar cuidados especiais. Frequentemente o preço de tabela não representa preço praticado. Um exemplo é o de reajustes de cigarros. Quando existem estoques nos varejistas de cigarros a preços velhos, estes são vendidos a preços antigos, mesmo havendo uma nova tabela de preços de cigarros. Em outras circunstâncias, talvez preços tabelados sejam bastante defensáveis. Por exemplo, a FIPE adota *atualmente* para o item remédio o preço tabelado de varejo. A opção neste caso deveu-se à preferência de uma maior cobertura de número de produtos. Com isto, 66 remédios em diversas unidades de embalagem são incluídos no índice, a partir de preços tabelados. A maior cobertura de remédios possível e a um custo reduzido parece sobrepular a coleta de um menor número de produtos, mas de preços efetivamente praticados nas farmácias. Claro está que este procedimento exige a periódica monitoração dos preços efetivos de mercado. Em qualquer alteração que possa ocorrer com um distanciamento entre preços tabelados e preços praticados, será necessário voltar-se a um painel de remédios com preços pesquisados em farmácias.

Sempre que se adotar variáveis *proxy* daquelas desejadas na coleta de preços, deve-se tomar um extraordinário cuidado com sua relação com a variável propriamente desejada. Por exemplo, quando o item "aluguel" é pesquisado a partir de imobiliárias, ou pior ainda, através de reajustes de ORTN, extraordinários erros, principalmente vieses, podem ser introduzidos. Para o painel de domicílios alugados na classe de 2 a 6 salá-

rios mínimos em São Paulo, há diferenças de critérios de reajustes. Estes critérios diferem entre os tipos de contratos existentes. Aproximadamente 1/3 de contratos são verbais com o proprietário, outro 1/3 contratos são escritos diretamente com o proprietário e apenas outro 1/3 através de agências imobiliárias. Não há como reduzir os erros neste item e em outros que se assemelham a este, a não ser pesquisando diretamente uma boa amostra de domicílios alugados.

Por último, mas não menos importante, a fórmula de cálculo do relativo de preços de um produto homogêneo é de fundamental importância, para se evitar um tipo de viés freqüente em nossos índices. Claro está que a média é o melhor estimador, pois há bastante tempo atrás dava-se certa preferência à moda. No entanto, a média a ser calculada do relativo de preços entre dois períodos é o que denominamos de "relativo de médias" e não a "média de relativos". Já tivemos oportunidade de demonstrar o grande viés que esta segunda alternativa apresenta (vide Berndt, 1980). Este viés, bastante conhecido na literatura estatística e freqüentemente encontrado em índices de preços do Brasil, inclusive nos primórdios da publicação do INPC, foi denominado por Kish (1967, p. 519), "*Constant Statistical Bias*". Este viés não é realmente "constante" pois é extremamente dependente das grandezas dos índices em questão. Para valores do relativo menores do que 1.025, a aproximação da média de relativos aos relativos de médias é bastante grande. Mas já para valores acima de 1.04 este viés passa a ser superior a 10%. Recentemente Allen também repisou no cuidado de se evitar o uso da estimativa viesada da "média de relativos" (Allen, 1975).

•  
• •

Convém lembrar que os possíveis erros de operação pura e simples, cálculos preliminares, cópias, transcrições, perfurações etc. também são fontes de erros. Esses devem

ser controlados e minimizados, mas nenhum índice está imune e, pelo contrário, freqüentemente estes erros escapam, inclusive ao conhecimento dos coordenadores do índice. Claro está que convenientes rotinas de checagem de campo, de recálculos, quando manuais, bem como cuidadosas conferências de transcrições, fazem simplesmente parte da rotina operacional do índice.

### 3. Aproximações à Mensuração do Erro

Enquanto não se é capaz de adotar a nossa proposta de utilização de amostras replicadas, devemos contentar-nos com aproximações indiretas e bastante superficiais do erro total do índice. Justificamos este procedimento por representar o primeiro passo no conhecimento da grandeza, ainda que aproximada, do erro total. Os vários erros parciais que discutimos a seguir são todos do tipo "variâncias". A discussão dos possíveis vieses e provavelmente a maior parte deles associados às constantes, os pesos, fica subordinada apenas a nossa maior ou menor habilidade subjetiva em incluí-los no intervalo de confiança mais global do que a média populacional.

Uma primeira e geral inquirição dos desvios amostrais presentes nos índices de custo de vida no Brasil, além daquele apresentado no último parágrafo da introdução deste artigo (chamando a atenção do leitor de que aí consideramos o desvio populacional), pode ser obtido a partir de dados de nosso trabalho (Berndt, 1979) para o período de julho de 1977 a junho de 1978. Quando consideramos o índice calculado como a média de 11 capitais que publicam seus resultados e calculamos o desvio amostral entre 12 meses, obtemos o valor 0,00178. Para o mesmo período, com raciocínio inverso entre as 11 capitais para um índice médio dos 12 meses, obtemos o resultado para o desvio amostral de 0,00133. Em ambos os casos, a média amostral total do período é de 1,0296 (relativo de preço ao consumidor). Este mesmo cálculo, se repetido para o mes-

mo período, exclusivamente para o índice da FIPE de São Paulo, apresenta o valor de 0,00280 para o relativo médio mensal de 1,0263. Estes valores representam pseudo-estimativas de desvio amostral, pois simplificadaamente utilizamos, em cada caso, ora a média mensal, ora a média entre capitais, como a variável sobre a qual baseamos o nosso cálculo. Dado o efeito "aplainador" destas médias, esses valores são provavelmente menores do que a possível variância total de um dado índice mensal. A fórmula adotada neste cálculo é a de n.º 10 ou 11, já apresentadas anteriormente.

Como nos são de pouca serventia os valores que acabamos de apresentar, devemos continuar inquirindo sobre os possíveis desvios, iniciando novamente a participação do cálculo do índice em seus diversos componentes. Se considerarmos em primeiro lugar os pesos, admitindo que haja uma distribuição destes em torno de uma média, a única informação de que dispomos são os índices para três classes de renda na mesma publicação citada no parágrafo anterior, para os dados de janeiro a dezembro de 1978 no índice da FIPE para São Paulo. Considerando três classes de renda, de 2 a 6 salários mínimos, de 6 a 10 e de 10 a 33, calcularam-se os respectivos índices para os quais só foram alterados os pesos (os correspondentes a cada classe) e mantiveram-se os mesmos relativos de preços em todos os cálculos. Novamente usando a fórmula 10 e 11 pudemos obter para a variância estimada média dos 12 índices calculados, o valor do desvio amostral de 0,00230 para um índice de preço ao consumidor mensal médio de 1,0313. Este valor, que representa como que uma variância entre valores extremos das ponderações, ainda que apenas para 3 pontos, nos dá uma primeira visão de que a participação de variância de pesos é significativa por si só. No entanto, ficamos sem saber se as alterações de hábitos dentro de uma mesma classe de renda, alterando os pesos, representará variâncias no índice maiores ou menores do que a encontrada para as três classes de rendas consideradas.

Se voltarmos a nossa atenção agora aos relativos de preços e tomarmos como exemplo o mês de abril de 1982 para o índice da FIPE, podemos calcular a variância dos 241 componentes do índice. Este cálculo supõe que cada relativo de preços corresponde a uma observação, um item dentre os 241. Este cálculo nos dá como desvio amostral o valor de 0,0121 para o relativo mensal do índice de 1,0418. O exagerado valor encontrado para o desvio amostral é facilmente explicado. Como vários dos relativos são correspondentes a preços tabelados, estes entram no cálculo do desvio amostral, com valor 1 (ou 0 se o cálculo for feito em percentagem), valor este muito próximo da própria média. Este fato faz com que a variância dos relativos seja substancialmente ampliada. Por outro lado, também não é nada confortável supor que cada relativo de preços provém de uma variável genericamente definida por "nível geral de preços".

Kish (1967, p. 505) sugere a adoção de uma fórmula mais simples, mas lhe reputa "excelente aproximação" ao cálculo da variância total de um índice:

$$\sum_j (W_j / r_{0j})^2 \text{ var } (r_{2j} - r_{1j})$$

A agregação nesta fórmula é feita das variâncias de diferenças de preços médios entre os períodos considerados no cálculo do índice, ponderados pelo quadrado da relação do peso em relação ao preço médio de cada item. No entanto, o uso dessa fórmula para o índice da FIPE gera o valor do desvio amostral pela fórmula acima de: 0,00084. Esse número oferece a oportunidade de uma ilusão de ótica bastante séria. Dos 640 componentes (aqui ao nível de marca e local de compra em maio de 1982) usados neste cálculo, muitos itens relevantes em termos de pesos são considerados com variância zero, por serem preços únicos tabelados, puxando sensivelmente a variância total para baixo. Este é o caso de cigarros, ônibus, pão, leite, gás de bujão e outros. Conquanto a variância destes relativos em muitos períodos é zero, seus pesos, considerados como constantes (sem erro) são automática-

mente "zerados" na somatória. Esta, ao nosso ver, é uma restrição excessiva para o cálculo de uma variância agregada do índice.

Uma última tentativa de simulação de erro do índice foi feita a partir dos dados de um índice elaborado quadrissemanalmente pela FIPE. A média móvel de preços relativos de 28 dias em relação a 28 dias anteriores, sempre terminados em um domingo, gera durante o ano a possibilidade de calcularmos 52 "índices quadrissemanais". Tomando os 31 primeiros índices quadrissemanais de 1982, com um relativo mensal médio de 1,0545, obtivemos o desvio amostral novamente pela fórmula 10 de 0,00126. Este valor parece ser um compromisso mais conveniente do que os anteriores que realizamos. Primeiramente, o índice quadrissemanal, como é baseado em uma média móvel em que a cada índice acrescentamos uma semana, retiramos uma semana do cálculo (a semana do meio), parece ser este um cálculo que em parte elimina a variação puramente sazonal devido à própria evolução de preços entre as diversas semanas. Por outro lado, por repetir em cada um dos índices quadrissemanais seqüenciais 3/4 dos relativos de preços da semana anterior, este reduz nesta mesma proporção a variância total. Não sabemos o quanto a variação do fenômeno de elevação de preços em si afeta a variância em um sentido, compensando (ou não!) a redução da variância pela repetição de mesmos relativos de preços entre semanas seguintes.

Podemos sumariar convenientemente os desvios padrões até aqui apresentados no quadro a seguir. Como os diversos cálculos elaborados referiram-se à variáveis diferentes, em épocas diferentes, onde as taxas de variações de preços ao consumidor foram significativamente diferentes, acrescentamos ainda uma coluna de desvio relativo. Este desvio relativo corresponde ao desvio amostral, não em relação ao relativo de preços mensal, na forma 1, mas sim em relação à sua percentagem de variação. Isto é conveniente de ser feito, pois assim tentamos reduzir todos os valores de desvios

## RESUMO DE CÁLCULOS

Variável	Desvio Amostral	Média Amostral	Desvio Amostral Relativo
Índice mensal (12 observações) cada índice, média entre 11 capitais.	0,00178	1,0296	6,0%
Índice de capitais (11 observações) cada índice, média de 12 meses.	0,00133	1,0296	4,5%
Índice mensal da FIPE-SP (12 observações)	0,00280	1,0263	10,6%
Desvio médio entre três estratos de renda (3 observações para cálculo de cada desvio)	0,00230	1,0313	7,3%
Relativos de preços, índice de abril 1982, FIPE-SP (241 observações)	0,01210	1,0418	28,9%
Índice proposto por Kish (640 itens componentes)	0,00084	1,0602	1,4%
Índice médio móvel quadrissemanal (31 observações) da FIPE-SP.	0,00126	1,0545	2,3%

encontrados, a algo como um coeficiente de variação amostral.

Ainda que de uma forma muito superficial e insegura, podemos tentativamente inquirir sobre a grandeza do erro total do índice se usarmos o simples modelo sugerido por Kish (vide fórmula 4). Se agregarmos as duas variâncias que obtivemos, a devida a pesos  $(0,00230)^2$ , àquela calculada pelo modelo simplificado de Kish, mas considerada em dobro em face da restrição de "pesos zerados" utilizando-se o valor  $(0,00084 \times 2)^2$  obtemos como novo desvio agregado (raiz da soma dessas duas variâncias): 0,00283. Este valor facilmente deve alcançar 0,004 se considerarmos o outro termo devido ao saldo dos vieses, assumiria o valor na raiz quadrada de 0,00117, menos da metade dos termos devido às variâncias. Devemos lembrar também que um termo de covariância entre pesos e relativos foi considerado zero.

A única informação sobre um possível viés geral e com certeza um caso de limite superior é relatado a seguir. No índice de custo de vida da FIPE, definindo-se dois períodos diferentes para a comparação de "ja-

neiro de 1982 a dezembro de 1981" obtemos valores completamente diferentes. Se o período de comparação fosse definido de 4 de janeiro a 31 de janeiro em relação a 7 de dezembro até 3 de janeiro, o relativo de preços do índice obtido seria 1,0762. Já, se o índice de preços definido para "janeiro" fosse de 28 de dezembro a 24 de janeiro, em relação a 30 de novembro até 27 de dezembro de 1981, obteríamos um relativo 1,0409. Claro está que a alteração de uma semana intermediária para frente ou para trás, na definição de um índice de exatamente 28 dias em relação aos 28 dias anteriores, afeta substancialmente o resultado. Óbvio está que a grande diferença se deve ao extremo considerado no exemplo devido ao ano gregoriano. No entanto, também há um componente neste viés das distribuições desiguais das tomadas de preços, geralmente menores na semana de natal e ano novo.

Se quisermos levar adiante o nosso raciocínio, no sentido de estabelecer um erro total em forma de desvio para uso em um intervalo de confiança, precisamos assumir algumas novas hipóteses simplificadoras. O erro total 0,004, ou na forma percentual 0,4,

refere-se às médias amostrais entre 3 e 6% de variação mensal de preços. Se tomarmos o valor 4%, podemos sugerir um intervalo de confiança para este índice a um nível de 95% de confiança. Este intervalo de confiança seria expresso da seguinte forma:

$$4,0 - 2 \times 0,4 < I_{\text{VERD}} \leq 4,0 + 2 \times 0,4$$

ou

$$3,2 < I_{\text{VERD}} \leq 4,8$$

É óbvio que a ilustração do intervalo de confiança para o índice verdadeiro (pois estamos incluindo no erro a parcela devida a viés) é apenas uma exemplificação e temos certeza de que há possibilidades de um grande erro nesta sugestão. O valor encontrado, 10% de desvio total em torno de um suposto índice verdadeiro, é um número que, se confirmado quando realizarmos cálculos com amostras replicadas, nos deixa bastante apreensivos pela sua grandeza.

## Conclusões

Se a teoria econômica caminha a passos mais largos do que a prática de verificar sua pertinência, a possibilidade de mensuração de erros totais incorridos em qualquer uma das definições conceituais de um índice de custo de vida está totalmente em seus primeiros passos. A possibilidade de geração de adequados modelos de composição dos diversos erros em um erro global são excessivamente frágeis no momento. Esta deve ser a principal razão para a inexistência de tentativas de cálculos de erros existentes em números-índices em geral.

De um lado já precisamos nos contentar com a distância, às vezes significativa, entre o conceito teórico que gostaríamos de mensurar e o conceito praticamente possível de representá-lo. Por outro lado, mesmo dentro da restrição da praticidade de mensuração do construto abstrato, ficamos com a grande dificuldade de quantificar o conjunto de erros nos quais invariavelmente incorremos ao construir um índice de preços ao consumidor.

A primeira e grande conclusão a que chegamos desta breve inquirição dos possíveis erros, incluindo uma tentativa de aproximação superficial de diversos cálculos de variâncias, nos mostrou que os erros são sensivelmente superiores àqueles que imaginávamos encontrar. Isto provavelmente ocorre devido à complexidade oriunda da agregação de relativos de preços e pesos, gerando uma variável praticamente desconhecida quanto ao seu tratamento estatístico de mensuração de erros.

No entanto, a discussão aqui apresentada permitiu divisar um método de cálculo de erro global de um índice bastante simples e extremamente promissor. A idéia que apresentamos na seção anterior é o da junção aleatória de duas amostras replicadas, uma de pesos da POF e outra de relativos de preços. Ainda se assim o desejarmos, podemos acrescentar às amostras replicadas simulações específicas que representem os possíveis vieses de cobertura temporal do índice, da distância da data de realização da POF (através de variáveis *proxy*) e outras. Diversos aspectos principais deste "erro total" merecem menção.

Em face da dificuldade de incorporação de todas as fontes de erro, principalmente devido às dificuldades de mensuração de muitos deles, sugerimos que se passe a informar aqueles que são de cálculo mais fácil. Desta maneira é bastante conveniente em um índice de custo de vida o cálculo das variâncias dos relativos dos preços em períodos contíguos. A construção de uma história dessas variâncias permite dimensionar e redimensionar, quando necessário, as diversas amostras de coleta de preços de cada um dos componentes do índice. Com isto, pelo menos estaremos garantindo que as variâncias desta parcela do índice, os relativos de preços, não apresentam entre si valores muito diferenciados.

Há nítidas vantagens no cálculo concomitante com a elaboração de um índice das variâncias de relativos de preços. A natureza (comportamento) diferenciado no tempo

das elevações de preços exigem cuidados que redundam em amostras mais ou menos eficientes de acordo com o tamanho destas. Por exemplo, conhecer em dois ou três instantes de tempo as variâncias dos relativos de preços de tomate pode ser o suficiente para o delineamento dessas amostras fixas todo mês. Já outros itens que apresentam preços em "escada" com patamar de cada degrau mais ou menos extenso um ou mais meses) exigem que as variâncias sejam calculadas exatamente nos períodos que incluam as alterações efetivas de preços desses itens. Obviamente as variâncias zero, nos períodos de estabilidade de preços, camuflam e iludem aquele que for delinear amostras baseadas neste período. É nosso parecer, no entanto, que a prudência exige que se delineie o tamanho de amostras em função das variâncias dos relativos de preços para os períodos de elevação, mesmo que estes não sejam freqüentes durante o ano, com um ou dois reajustes apenas.

Talvez os erros amostrais, as variâncias amostrais, principalmente de relativos de preços, não sejam freqüentemente calculadas pela dificuldade de escolha do modelo de amostragem mais adequado àquele que vem sendo praticado na coleta de preços. No entanto, dada a grande correlação entre preços de um mês e de outro, admitindo-se que seja possível isolar momentaneamente a consideração dos erros, tanto na seleção dos produtos originando os pesos desses produtos, como na variação dos hábitos de consumo, refletindo em quantidades consumidas diferentes desses produtos, podemos aproximar as variâncias de relativos de preços por fórmulas conhecidas. Uma simplificação deste cálculo é obtida na parte das amostras replicadas dos relativos de preços. O principal cuidado neste caso é a consideração de todos os componentes do índice, inclusive os de coleta única (os preços tabulados).

Quando é recente a realização de uma boa pesquisa de despesas familiares, nas épocas de revisão dos pesos de um índice de custo de vida, julgamos conveniente propor uma

alternativa de cálculo das variâncias, apenas para a variável transação. O número de períodos cobertos (geralmente doze meses) é suficientemente grande numa pesquisa de despesas familiares, para cálculo de variâncias entre produtos, entre transações e outras. A variável "transação" que inclui o resultado do que se passou na mente do consumidor para sua decisão de compra, incorpora automaticamente preços e quantidades. Por exemplo, estaria refletido na variância uma compra mensal onde a variável quantidade pode ser "número de sacos de 5 kg de arroz" multiplicado pelo mesmo preço unitário de arroz na mesma transação, ou ainda, compras mais freqüentes de menor quantidade, quando o preço unitário supostamente pode variar de uma semana para outra em compras mais freqüentes.

Em épocas de realização de uma Pesquisa de Orçamentos Familiares, a profunda inquirição das variâncias das transações havidas com cada um dos itens de despesas é um imperativo oportuno. Parece-me que pelo fato de se tratar neste caso de valores agregados de preços e quantidades, estaremos ao mesmo tempo conhecendo importantes variâncias e obtendo informações de planejamento de coleta de dados em um índice de custo de vida. Hoje se desconhece ainda qual a contribuição para o erro de uma distribuição eqüitativa de coleta de preços entre todos os dias da semana, quando se sabe que os reajustes de preços em supermercados por exemplo acontecem mais freqüentemente na véspera do pico de suas vendas (sextas e sábados). Em outros casos há a possibilidade de uma homogeneidade de tratamento de elevação de preços por categoria de produtos dentro do supermercado, o que pode indicar a necessidade de menos coleta de produtos em um mesmo supermercado e sim uma ampliação do número de supermercados diferentes na pesquisa. Essas dúvidas e muitas outras podem ser facilmente respondidas, em se calculando os erros havidos na variável transação, quando da realização de uma Pesquisa de Orçamentos Familiares.

Das discussões aqui apresentadas e das simulações feitas com os dados do Índice de Custo de Vida da FIPE ficou claro ser conveniente a continua monitoração dos tamanhos das amostras e coletas de preços. Admitindo-se a escassez de recursos, em qualquer pesquisa, é necessário otimizar a aplicação destes e aumentar as amostras de itens e de coleta de preços daqueles mais comprometedores da variância total (se possível de um erro total, aí incluindo vieses). De um modo geral, é bastante evidente que quanto maior o número de coleta de preços,

tanto mais seguros estaremos na redução, pelo menos, das variâncias dos relativos de preços. Mas, como vimos os pesos também comprometem, e excessivamente, o erro total, principalmente à medida que nos distanciamos da data-base da Pesquisa de Orçamentos Familiares. Isto indica claramente a necessidade de realizações de POFs em períodos bem mais curtos do que 10 anos, bem como, se possível, do acompanhamento muito mais amíúde de alterações significativas de pesos.

### Referências Bibliográficas

- ALLEN, R.G.D. *Index numbers in theory and practice*. The Macmillan Press Ltd., 1975.
- BERNDT, A. (Coordenador). *Análise das metodologias de índice de preços ao consumidor*. Relatório Final do Programa de Estudos, FIPE/Ministério do Trabalho, 1979.
- A Pesquisa de despesas familiares: contribuições de uma abordagem de erro total. Tese de Livre-Docência apresentada à Faculdade de Economia e Administração da USP, 1982.
- Estimção de Relativo de preços de produto homogêneo. *Estudos Econômicos, IPE-USP*, 10 (1), 1980.
- COCHRAN, W.G. *Sampling Techniques*. 2nd ed. John Wiley & Sons, 1963.
- FISHER, Irving. *The Making of index numbers*. 3.a ed. Houghton Mifflin Cy, 1936.
- KISH, Leslie. *Survey Sampling*. John Wiley & Sons, 1967.
- *Variances for indexes from complex samples*. Proceedings of the Social Statistics Section, American Statistical Association, 1962.
- UNITED NATIONS. *Guidelines on principles of a system of price and quantity statistics*. New York, Department of Economic and Social Affairs, Statistical Papers Series M, n.º 59, 1977.