

A Precisão dos Índices de Preços

Vera Lucia Fava

Professora do Departamento de Economia da FEA/USP, São Paulo, Brasil

Resumo

Este artigo tem por objetivo analisar a natureza aleatória dos índices de preços. Considerando particularmente a categoria dos Índices de Preços ao Consumidor (IPC), parte-se do conceito teórico de Índice de Custo de Vida, do qual o IPC é uma aproximação, para destacar os aspectos que tornam o índice intrinsecamente estocástico. Além disso, o IPC está sujeito a imprecisões decorrentes das diversas etapas de amostragem que o seu cálculo efetivo requer. Utilizando dados do IPC-Fipe para o período de janeiro de 1989 a dezembro de 2000, avalia-se o impacto do erro associado à amostragem de informantes de preços sobre a precisão do índice.

Palavras-chave: Custo de Vida, Índice de Preços, Erro Amostral

Classificação JEL: C43, E31, E52

Abstract

The purpose of this article is to analyse the random nature of price indices. The focus of attention is the Consumer Price Index (CPI). This index can be interpreted as a proxy for the true Index of Cost of Living, and, as such, it is intrinsically stochastic. Moreover, the CPI is subject to sampling errors. The impact of the particular error generated by the sampling of price informers on the accuracy of the CPI is evaluated using data from Fipe's CPI, during the period of January 1988 to December 2000.

* Recebido em janeiro de 2006, aprovado em junho de 2006. A autora agradece aos dois pareceristas anônimos pelos comentários e sugestões.
E-mail address: verafava@usp.br.

1. Introdução

Os índices de preços são observados com grande interesse pelos mais variados segmentos da sociedade: pelos produtores, interessados em acompanhar a evolução de seus custos e o movimento geral dos preços para definir a estratégia de fixação dos preços de seus produtos; pelos consumidores, preocupados com a variação de seu poder aquisitivo; pelos agentes governamentais, responsáveis pela definição e condução da política econômica.

Mesmo em economias desenvolvidas, caracterizadas por baixas taxas de inflação, os índices de preços referentes a diversos segmentos da economia são acompanhados regularmente.

No Brasil, onde altas e persistentes taxas de inflação verificaram-se por décadas, pode-se até falar em uma *síndrome* de índices de preços. Mesmo após a queda nas taxas de inflação promovida pelo Plano Real, o interesse permanece grande uma vez que o processo de estabilização dos preços não está plenamente consolidado. A ainda alta volatilidade dessas taxas provoca, com frequência, inquietações nos agentes econômicos. A adoção do regime de meta inflacionária pelo Brasil em julho de 1999 jogou mais luzes sobre os índices de preços, notadamente sobre o IPCA que é a referência da meta. Assim, a divulgação dos principais indicadores é sempre aguardada com expectativa.

As variações de preços divulgadas têm, em geral, a *precisão* de duas casas decimais. Se a taxa referente a um determinado período for, por exemplo, 0,5 ponto percentual superior à do período imediatamente anterior, a conclusão da maioria dos agentes é de que está havendo aceleração no movimento de alta dos preços. Essa visão simplista decorre de uma leitura equivocada que em geral se faz dos índices de preços.

Os índices efetivamente calculados são, na maior parte dos casos, uma média ponderada dos relativos de preços dos itens que os compõem. Em comparações temporais de preços, isto pode ser algebricamente expresso por:

$$I(0, s) = f(R_i(0, s), w_i(r))$$

onde I é o índice de preços, f é uma função matemática, R_i é o relativo de preços $p_i(s)/p_i(0)$ do item i , $w_i(r)$ é o peso do item i no período r e 0 e s são instantes de tempo.

Essa formulação pode levar à seguinte conclusão: o índice de preços é uma função determinista de R e w , ou seja, o valor obtido para o índice é exato, matemático.

Todavia, uma análise mais cuidadosa do significado de um número-índice de preços bem como dos elementos envolvidos em seu cálculo, torna evidente sua característica estocástica, em contraposição à natureza determinista que lhe é freqüentemente atribuída.

A natureza estocástica¹ de um índice de preços apresenta duas faces. A

¹ Convém esclarecer que não se trata do enfoque estocástico tal como definido por Frisch (1936), o qual assume que preços e quantidades são independentes e que as variações individuais de preços só

primeira pode ser considerada intrínseca e decorre do comportamento dos agentes econômicos, que faz com que o processo de geração de preços e quantidades (ou pesos) seja estocástico. Assim, ainda que se trabalhe com a população, o índice de preços é uma variável aleatória. A segunda face estocástica do índice resulta exatamente do fato de ser, em geral, inviável trabalhar com a população, sendo utilizadas amostras para obter preços e quantidades (ou pesos) e também para selecionar os componentes do índice, uma vez que este não inclui todos os itens de consumo. Entra em cena, portanto, o erro amostral.

Enfim, o índice de preços calculado em um determinado período não é um valor matemático e sim uma estatística, uma estimativa, e como tal deve ser entendido e analisado. Quando se tem uma estimativa, é importante indagar a respeito de sua precisão. Dito de outra forma, é preciso conhecer a variância associada a esta estimativa. Se for possível admitir que o *estimador* índice de preços tem uma distribuição que se aproxima da Normal, por exemplo, pode-se obter, além da estimativa pontual, uma estimativa por intervalo para o índice de preços, a qual se constitui em informação muito mais substantiva.

Assim, um eventual aumento de 0,5 ponto percentual na taxa de variação dos preços de um mês para outro pode ser avaliado em bases mais sólidas que permitirão inferir se se trata ou não de uma aceleração do processo inflacionário. A conclusão precipitada e incorreta dos agentes econômicos na direção de tal fato pode torná-lo realidade em razão do componente inercial subjacente à inflação.

Para melhor compreensão da natureza estocástica de um índice de preços e da avaliação da precisão deste, elegeu-se um particular, índice: o Índice de Preços ao Consumidor. Trata-se de um dos mais importantes indicadores do movimento dos preços de bens e serviços, freqüentemente considerado uma aproximação ao que se denomina Índice de Custo de Vida.

A Seção 2 trata do Índice de Custo de Vida. É revista a abordagem tradicional, de caráter determinista, e é dada nova interpretação a este índice, dentro da abordagem estocástica. Na Seção 3 são analisadas as adaptações conceituais e metodológicas que têm de ser efetuadas para transformar o Índice de Custo de Vida, que é um índice *teórico*, em um índice *calculável*, que é o Índice de Preços ao Consumidor. A Seção 4 apresenta uma análise dos principais trabalhos que enfocam o caráter aleatório do IPC associado ao erro de amostragem dos informantes de preços. Na Seção 5 avalia-se a precisão de um índice de preços ao consumidor elaborado com base nos dados do IPC-Fipe. A última seção é destinada às considerações finais.

diferem da variação no nível geral de preços por um fator aleatório. O enfoque adotado neste artigo é o funcional. Ver também Clements e Izan (1987) e Selvanathan e Prasada Rao (1994).

2. Índice de Custo de Vida

2.1. Abordagem determinista

A definição de Índice de Custo de Vida é tradicionalmente derivada dos fundamentos da teoria do consumidor. Considere o consumidor j e a existência de N tipos de bens disponíveis para consumo. A função utilidade deste consumidor é $U_j(q_j)$ onde q é um vetor N -dimensional que contém as quantidades consumidas pelo indivíduo j : $q_j \equiv (q_{j1}, q_{j2}, \dots, q_{jN})$.

O nível de utilidade, bem-estar ou padrão de vida derivado do consumo representado pelo vetor q é dado por $u_j = U_j(q_j)$.

Com base nesses elementos pode-se derivar a função despesa representada por $D_j(p, u_j)$, que indica qual a despesa mínima necessária para que o consumidor atinja o nível de utilidade u_j , dado o vetor de preços dos N bens $p \equiv (p_1, p_2, \dots, p_N)$.

O Índice de Custo de Vida do indivíduo j entre os instantes 0 e 1, conforme definição pioneira de Konüs (1939), é representado algebricamente por:

$$I_j(p(0), p(1), \bar{u}_j) = \frac{D_j(p(1), \bar{u}_j)}{D_j(p(0), \bar{u}_j)}$$

O Índice de Custo de Vida indica, portanto, a variação na despesa necessária para manter o nível de utilidade \bar{u}_j , face à mudança nos preços de $p(0)$ para $p(1)$. Este índice é também denominado *verdadeiro* Índice de Custo de Vida ou Índice de Konüs e pode ser alternativamente expresso por:

$$I_j(p(0), p(1), \bar{u}_j) = \frac{p(1)'q_j(1)}{p(0)'q_j(0)}$$

onde $q_j(1)$ é o vetor de consumo que gera o nível de utilidade \bar{u}_j dados os preços do instante 1 e $q_j(0)$ é o vetor correspondente, dados os preços em 0.

De acordo com essa definição, os preços são considerados variáveis exatas e, uma vez conhecidos os seus valores e fixado o nível de utilidade, as quantidades consumidas são determinadas com exatidão. Conseqüentemente, é possível obter o valor exato e único do Índice de Custo de Vida entre os instantes 0 e 1. Assim, este índice pode ser entendido como uma função

$$I_j(p(0), p(1), q(0), q(1)) \mathfrak{R}_+^{4N} \rightarrow \mathfrak{R}_+^1, p(0) \neq 0, q(0) \neq 0$$

ou seja, é um índice determinista.

Se o objetivo for a elaboração do Índice de Custo de Vida para M consumidores, a atenção passa do índice individual para o índice agregado. Podem ser encontradas na literatura diversas alternativas de obtenção do Índice de Custo de Vida agregado. Duas delas são vistas a seguir. Admita-se que cada consumidor j tem uma função utilidade $U_j(q_j)$ e uma função despesa $D_j(p, u_j)$. O vetor de preços p é comum a todos eles.

A maneira mais simples de obter o Índice de Custo de Vida referente ao conjunto destes M consumidores consiste na agregação dos índices individuais por meio da média aritmética simples. Esse índice agregado é denominado Índice de Custo de Vida *Democrático* (Prais 1959), pois todos os consumidores têm o mesmo peso em sua determinação, independentemente do nível de despesa de cada um.

A segunda alternativa para obtenção do índice agregado difere da anterior no tocante ao tipo de média adotada para agregação dos índices individuais. Trata-se agora de uma média aritmética ponderada, sendo o peso de cada consumidor dado por sua participação na despesa total no instante 0.

Ambas as alternativas de obtenção do índice agregado permitem que cada consumidor j tenha específicos vetores de consumo que mantêm constante o nível de utilidade entre 0 e 1, de forma que em cada instante de tempo existe uma matriz de consumo $Q(t)$ assim expressa:

$$Q(t) = [q_1(t)q_2(t) \cdots q_M(t)] = \begin{bmatrix} q_{11}(t) & q_{21}(t) & \cdots & \cdots & q_{M1}(t) \\ q_{12}(t) & q_{22}(t) & \cdots & \cdots & q_{M2}(t) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ q_{1N}(t) & q_{2N}(t) & \cdots & \cdots & q_{MN}(t) \end{bmatrix}$$

Já o vetor de preços é único em cada instante de tempo. Assim sendo, o índice *democrático* pode ser expresso por:

$$I(p(0), p(1), \bar{u}) = \sum_{j=1}^M \frac{p(1)'q_j(1)}{p(0)'q_j(0)}$$

onde $\bar{u} = (\bar{u}_1, \dots, \bar{u}_M)$.

O índice *plutocrático* tem, por sua vez, a seguinte expressão:

$$I^*(p(0), p(1), \bar{u}) = \sum_{j=1}^M \frac{p(1)'Q(1)a}{p(0)'Q(0)a}$$

onde a é um vetor unitário ($M \times 1$), ou seja, $a = (1, 1, \dots, 1)$. Os dois índices são, portanto, uma função

$$I[p(0), p(1), Q(0), Q(1)] : \mathfrak{R}_+^{2(N+NM)} \rightarrow \mathfrak{R}_+^1 \quad p(0) \neq 0, Q(0) \neq 0$$

e conservam a natureza determinista.

2.2. Abordagem estocástica

A definição de Índice de Custo de Vida, sob o enfoque determinista, trata os preços como variáveis exatas e as quantidades como variáveis função também

exatas. Há, porém, fortes argumentos para considerar aleatórios tanto os vetores de preços quanto os de quantidades. Conseqüentemente, também o Índice de Custo de Vida passa a ser uma variável aleatória, conforme é visto a seguir.

2.3. Vetor de consumo estocástico

De acordo com a teoria do consumidor, o vetor de consumo do indivíduo j em um determinado instante de tempo t , $q_j(t)$, resulta da maximização da função utilidade deste indivíduo, sujeita à sua restrição orçamentária. Alternativamente pode-se obter $q_j(t)$ minimizando a função despesa sujeita à restrição dada pelo nível de utilidade. Conforme já visto, essa é a forma de obtenção de $q_j(t)$ adotada para definição do Índice de Custo de Vida. Ambas as alternativas não permitem a existência de mais de um vetor de consumo a cada instante de tempo. Isto decorre do fato de que a função utilidade (e, em conseqüência, o seu dual, a função despesa) determina integralmente o consumo do indivíduo j , permitindo, portanto, prever com certeza o vetor $q_j(t)$ uma vez conhecido o vetor de preços $p(t)$.

Essa regularidade de comportamento é discutível em seres humanos. Desvios em relação a ela devem ser freqüentemente observados, os quais são comumente atribuídos a causas aleatórias. Por exemplo, os vetores de consumo observados em dois instantes de tempo podem ser diferentes, ainda que o vetor de preços seja exatamente o mesmo nos dois momentos, em função de fatores aleatórios que estão levando o consumidor a se comportar de forma distinta daquela prevista por sua função utilidade.

Em síntese, $q_j(t)$ é um vetor aleatório. Cada um de seus N elementos pode ser caracterizado como um processo estocástico. A cada $q_{ji}(t)$ ($i = 1, 2, \dots, N$) está associado um espaço de probabilidade representado por $(S_{q_{ji}(t)}, \mathfrak{S}_{q_{ji}(t)}, P_{q_{ji}(t)})$, onde S indica o espaço amostral, \mathfrak{S} é a σ -álgebra e P é a medida de probabilidade. Portanto, $q_{ji}(t)$ não está mais limitado a assumir um único valor; ele pode assumir uma família de valores aos quais estão associadas probabilidades de ocorrência. O valor efetivamente observado no instante t^* para q_{ji} é a realização do processo estocástico.

Conseqüentemente, o vetor de consumo $q_j(t)$ observado é composto por N realizações dos N processos estocásticos $q_{ji}(t)$. O espaço de probabilidade do vetor de consumo $q_j(t)$ é $(S_{q_j(t)}, \mathfrak{S}_{q_j(t)}, P_{q_j(t)})$ onde $S_{q_j(t)} = \times_i S_{q_{ji}(t)}$, $\mathfrak{S}_{q_j(t)} = \otimes_i \mathfrak{S}_{q_{ji}(t)}$, $P_{q_j(t)}$ é a medida-produto, \times indica o produto cartesiano de S e \otimes é a σ -álgebra gerada pelo produto cartesiano.

2.3.1. Vetor de preços estocástico

A definição de Índice de Custo de Vida vista anteriormente envolve dois vetores de preços e traz implícita a hipótese de que o consumidor se depara, em cada instante de tempo, com um único preço para cada bem.

Embora o consumidor isolado possa ser considerado um tomador de preços, ocorre freqüentemente que um mesmo bem é vendido a preços diferentes e não

se pode prever com certeza qual destes preços o consumidor vai pagar.

Existem vários fatores que fazem com que exatamente o mesmo bem tenha preços diferentes em estabelecimentos diferentes. O preço que cada estabelecimento paga pelo bem pode variar em função, por exemplo, da quantidade adquirida e das condições de pagamento, ficando o preço ao consumidor sujeito às mesmas fontes de variação. As estruturas de custo dos estabelecimentos podem também ser distintas, implicando diferentes repasses ao preço final dos produtos.

Como é possível a manutenção de tais disparidades nos preços? Isto é possível basicamente em função de dois fatores: imperfeição no sistema de informações e custo da pesquisa de preços. O custo da pesquisa, além de positivo, não é o mesmo para todos os consumidores. Este custo é particularmente elevado em cidades de grande dimensão, com insuficiente sistema de transporte, tal como São Paulo. A existência de custos positivos de pesquisa de preços torna imperfeitos até mesmo os mercados que seriam de concorrência perfeita. Ao invés de um preço de equilíbrio, passa-se a ter uma distribuição de preços de equilíbrio (Burdett e Judd (1983), Carlson e McAfee (1983), Diamond (1987), McAfee (1995), Pratt et alii (1979), Reinganum (1979)).

Assim sendo, o preço de cada bem, $p_i(t)$, pode também ser considerado um processo estocástico. Os preços de venda observados nos diversos estabelecimentos em um dado instante de tempo constituem-se em realizações do processo. O espaço de probabilidade associado a cada preço é $(S_{p_j(t)}, \mathfrak{S}_{p_j(t)}, P_{p_j(t)})$.

O vetor de preços $p(t)$ tem, portanto, o seguinte espaço de probabilidade: $(S_{p(t)}, \mathfrak{S}_{p(t)}, P_{p(t)})$, onde $S_{p(t)} = \times_i S_{p_i(t)}$ e $\mathfrak{S}_{p(t)} = \otimes_i \mathfrak{S}_{p_i(t)}$.

2.3.2. Índice de custo de vida estocástico

A interpretação de $p(t)$ e $q_j(t)$ como vetores aleatórios tem, naturalmente, implicação sobre a natureza do Índice de Custo de Vida que é baseado nestes vetores.

O Índice de Custo de Vida entre os instantes 0 e 1 passa agora a ser definido por

$$I_j : (S_j, \mathfrak{S}_j, P_j) \rightarrow (\mathfrak{R}_+^1, \mathfrak{S}_{I_j}, P_{I_j})$$

$$\text{onde } S_j = \times_i S_{q_{ji}(0)} x \times_i S_{q_{ji}(1)} x \times S_{p_i(0)} x \times_i S_{p_i(1)} \text{ e}$$

$$\mathfrak{S}_j = \otimes_i \mathfrak{S}_{q_{ji}(0)} X \otimes_i \mathfrak{S}_{q_{ji}(1)} x \otimes_i \mathfrak{S}_{p_i(0)} x \otimes_I \mathfrak{S}_{p_i(1)}$$

O Índice de Custo de Vida definido dessa forma é uma variável aleatória que pode assumir valores em \mathfrak{R}^1 com probabilidades dadas por P_{I_j} . Um particular valor calculado para ele é uma estimativa da esperança matemática do Índice de Custo de Vida e não mais o próprio valor do índice *verdadeiro*.

3. índice de Preços ao Consumidor

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) pode ser considerado uma *proxy* para o Índice de Custo de Vida. Ele tem por base os conceitos deste mas requer algumas adaptações para que seu cálculo seja viabilizado. Uma delas está associada à dificuldade de se trabalhar, na prática, com a condição de nível de utilidade constante. Outra decorre do fato de ser inviável trabalhar com a população de consumidores. Ambos os pontos são abordados a seguir.

3.1. Controle do nível de utilidade “versus” controle da cesta de consumo

O cálculo efetivo do Índice de Custo de Vida, de acordo com a abordagem determinista, ou de sua esperança matemática, dentro da abordagem estocástica, requer o conhecimento da função utilidade ou da função despesa do consumidor. Isto porque o índice é definido a partir da fixação de um determinado nível de utilidade.

A operacionalidade de tal requisito é extremamente complicada. O que se faz, na prática, é adotar o Índice de Preços ao Consumidor como aproximação ao Índice de Custo de Vida. Ao invés de manter sob controle o nível de utilidade dos consumidores, o IPC impõe restrições sobre a cesta de bens consumida.

Há várias categorias de restrições plausíveis, às quais estão associados diferentes tipos de índices de preços. As categorias mais comumente encontradas na literatura, embora não utilizadas com freqüência no cálculo sistemático do IPC, são as que resultam nos índices de preços de Laspeyres e de Paasche.

Pelo índice de Laspeyres, (IPCL), a cesta de bens consumida no período base (instante 0) é mantida constante nos demais instantes de tempo e o IPCL entre o período base e um instante s é dado pela razão entre as despesas de aquisição desta cesta em s e em 0:

$$IPCL_{0,s} = \frac{p(s)'q(0)}{p(0)'q(0)} \text{ ou } IPCL_{0,s} = \frac{\sum_i p_i(s) p_i(0)q_i(0)}{\sum_i p_i(0) p_i(0)q_i(0)} = \sum_i \frac{p_i(s)}{p_i(0)} w_i(0)$$

Quando a cesta de consumo de referência é a do período atual (s), tem-se o índice de Paasche (IPCP) que consiste na razão entre o custo da cesta consumida em s aos preços em s e em 0:

$$IPCP_{0,s} = \frac{p(s)'q(s)}{p(0)'q(s)} \text{ ou } IPCP_{0,s} = \frac{1}{\sum_i \frac{p_i(0)}{p_i(s)} \frac{p_i(s)q_i(s)}{\sum_j p_j(s)q_j(s)}} = \frac{1}{\sum_i \frac{p_i(0)}{p_i(s)} w_i(s)}$$

O Índice de Custo de Vida situa-se entre os índices de Laspeyres e Paasche. Se a correlação entre os relativos de preços e de quantidades é negativa, conforme previsto pela teoria econômica, a relação entre esses três índices é: $IPCP < ICV < IPCL$. Conforme demonstra Kirsten (1985), o índice que mais se aproxima do

ICV é o índice de Theil-Törnqvist que leva em conta os pesos dos períodos base e atual: $IT_{0s} = \sum_i \frac{w_i(0)+w_i(s)}{2} \log \frac{p_i(s)}{p_i(0)}$. Diewert (1976) mostra que esse índice é igual ao ICV se a função despesa for descrita pela translog.

3.2. Índice populacional versus índice amostral

Os diversos Índices de Preços ao Consumidor calculados na prática não buscam estimar o Índice de Custo de Vida de um único indivíduo e sim o de um conjunto de consumidores. Exceção feita a eventuais índices que têm populações-alvo extremamente reduzidas, todos os demais não trabalham com a população mas com uma amostra dela.

A necessidade de trabalhar com amostras impõe ao IPC novo caráter de aleatoriedade, distinto daquele que foi atribuído ao Índice de Custo de Vida, e que reforça a idéia de que um particular valor obtido para o IPC é uma *estatística*, uma *estimativa* e não um valor matemático incontestável.

As várias etapas do IPC que envolvem amostragem são a seguir consideradas.

3.2.1. Amostra da população-alvo

O IPC tem geralmente por referência uma área geográfica. Dentro desta área encontra-se um universo de consumidores que pode ou não se constituir na população-alvo do índice. Podem ser considerados como tal apenas os consumidores pertencentes a uma determinada faixa de renda, a uma certa categoria profissional, etc.

Admita-se que a população-alvo definida é composta por M consumidores cuja matriz de despesas é

$$D(t) = \begin{bmatrix} p_{11}(t) & q_{11}(t) & p_{12}(t)q_{12}(t) & \cdots & \cdots & p_{1M}(t)q_{1M}(t) \\ p_{21}(t) & q_{21}(t) & p_{22}(t)q_{22}(t) & \cdots & \cdots & p_{2M}(t)q_{2M}(t) \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ p_{N1}(t) & q_{N1}(t) & p_{N2}(t)q_{N2}(t) & \cdots & \cdots & p_{NM}(t)q_{NM}(t) \end{bmatrix}$$

Extrair uma amostra de m consumidores desta população consiste em selecionar m colunas da matriz $D(t)$. O critério de amostragem deve ser tal que a amostra obtida seja representativa da população. Nessa etapa, as amostras são em geral aleatórias, podendo ser simples ou estratificadas.

3.2.2. Amostra de bens

Estruturas de consumo razoavelmente diversificadas tornam muito oneroso o cálculo sistemático do IPC. Assim, é comum selecionar entre os bens e serviços

consumidos, uma amostra de itens para compor o IPC. Ou seja, agora são escolhidas n entre as N linhas da matriz $D(t)$.

A seleção dos itens que comporão o IPC geralmente é não aleatória. Os bens e serviços são escolhidos em função de seus pesos na despesa total. Portanto, itens associados a baixos níveis de dispêndio são intencionalmente excluídos da estrutura do IPC.

3.2.3. Amostra de informantes de preços

O cálculo efetivo do IPC requer informações periódicas, geralmente mensais, sobre os preços dos itens selecionados. Requer também informações sobre as quantidades consumidas, cuja periodicidade de coleta depende da restrição imposta sobre a cesta de consumo. A coleta pode ser feita apenas no período base, no período atual ou em período independente dos dois anteriores. A dificuldade e o custo de pesquisar regularmente as quantidades consumidas fazem com que a maioria dos índices de preços ao consumidor calculados adote restrições que redundam em índices de preços de base fixa de ponderação.

A coleta dos preços tem que apresentar a mesma periodicidade do IPC. Os aspectos que dificultam a pesquisa das quantidades consumidas afetam também a coleta dos preços junto aos consumidores. O problema é contornado deslocando-se a fonte de informações de preços dos consumidores para os próprios estabelecimentos comerciais e de prestação de serviços². E, uma vez mais, o IPC envolve um processo de amostragem tendo em vista a inviabilidade de pesquisar os preços em *todos* os estabelecimentos existentes. Tem-se, assim, uma amostra da distribuição de preços de oferta dos bens e serviços.

Essa separação das fontes de informação de preços e quantidades representa mais uma limitação do IPC em relação ao Índice de Custo de Vida: o consumidor não mantém sua individualidade no cômputo do índice. O consumidor j informa quanto consumiu do bem i - q_{ji} - mas não é consultado periodicamente para informar o preço pago - p_{ji} . Este vem de uma amostra de estabelecimentos: p_{ri} é o preço do estabelecimento r . Não é viável estabelecer correspondência entre j e r .

A única correspondência que pode ser feita é entre p_i e q_i . Isto indica a necessidade de obter valores médios ou agregados para preço e quantidade (ou peso) do item i . São esses valores que alimentam as fórmulas de cálculo do IPC, como as de Laspeyres e de Paasche, que apresentam somatórios em i mas não em j .

Enfim, o processo de amostragem presente em diversas etapas do IPC dá origem a erros amostrais, acarretando, em conseqüência, erros no próprio índice de preços. Portanto, mesmo que se desconsidere a natureza estocástica do Índice de Custo de Vida, do qual o IPC pretende ser uma aproximação, este tem que ser tratado como uma variável aleatória.

² Alguns itens como aluguel, conta de luz, imposto predial etc., podem ser cotados junto aos consumidores, por meio de pesquisa denominada "painel de domicílios".

4. Estudos sobre a Aleatoriedade do IPC

Os trabalhos que tratam o IPC ou qualquer outro índice de preços como variável aleatória são bastante escassos. Em particular, a interpretação de preços e quantidades como sendo gerados por processos estocásticos é adotada por poucos autores. Entre eles, Baye (1985) analisa as implicações da aleatoriedade do vetor de preços sobre a definição de Índice de Custo de Vida. Mundlos e Schwarze (1978) consideram aleatórios tanto os vetores de preços quanto o de quantidades na derivação do índice de preços estocástico.

Os estudos que tratam os índices de preços como variáveis aleatórias, em decorrência dos erros amostrais, são em número um pouco maior. Talvez o primeiro autor a se preocupar com a precisão dos índices de preços tenha sido Mitchell, em trabalho publicado originalmente em 1915 e reimpresso em 1938. Diz ele:

“Today few, if any, competent judges doubt the validity of index numbers. (...) Indeed the danger at present is rather that the figures published will be taken too absolutely as a complete representation of the facts about price fluctuations” (Mitchell (1938), p.11).

Não muito foi feito desde então, talvez em função da complexidade estatística do assunto, que envolve razões e produtos de variáveis aleatórias dependentes.

São citados a seguir apenas os trabalhos que tratam do erro amostral associado à seleção dos informantes de preços pois é este o erro avaliado no presente artigo. Discussões sobre o erro amostral decorrente da seleção dos componentes do índice de preços podem ser encontradas em Adelman (1958), Banerjee (1960, 1975) e Hansen e Lucas (1984). A etapa de extração de amostra da população-alvo do IPC também não será considerada porque ela não apresenta nenhuma especificidade associada ao fato de estar no contexto dos índices de preços.

Dada a impossibilidade de coletar os preços dos itens que compõem o índice em todos os estabelecimentos em que os consumidores da população-alvo efetuam suas compras, faz-se necessário trabalhar com uma amostra destes estabelecimentos.

O critério de seleção da amostra de informantes de preços é, em geral, probabilístico, havendo certo controle sobre a distribuição espacial dos estabelecimentos e sobre os tipos de equipamentos de varejo mais freqüentemente utilizados pelos consumidores na compra de cada item em particular.

Descartando a hipótese pouco realista de que todos os itens devem apresentar o mesmo relativo de preços entre dois instantes de tempo, o erro amostral associado à seleção dos informantes de preços resulta da dispersão dos preços de um *mesmo* item e não da dispersão dos relativos de preços *entre* itens.

Allen (1975) adota essa concepção ao tratar do erro amostral em índices de preços. Seu ponto de partida é um índice estimado pela média aritmética ponderada dos relativos de preços de seus n componentes:

$$\hat{I}(0, s) = \sum_{i=1}^n R_i(0, s) w_i = \sum_{i=1}^n \frac{\bar{p}_i(s)}{\bar{p}_i(0)} w_i$$

onde $\sum_i w_i = 1$ e \bar{p}_i é o preço médio do item i .

O relativo de preços $R_i(0, s)$ é a razão de duas variáveis aleatórias correlacionadas e seu tratamento estatístico requer, portanto, alguns cuidados.

Allen foi buscar em Cochran (1977) os resultados que permitem definir a variância de $R_i(0, s)$. Se $\bar{p}_i(0)$ e $\bar{p}_i(s)$ forem gerados por amostras aleatórias, $R_i(0, s)$ é consistente, porém viesado, e sua distribuição tende para a Normal à medida que o tamanho da amostra aumenta. A variância de $R_i(0, s)$ para amostras com mais de 30 elementos é dada por:

$$\hat{\sigma}(R_i(0, s)) = \frac{1-f}{k\bar{p}^2(0)} (S^2(s) + R_i^2 S^2(0) - 2R_i C(0, s))$$

onde f é a fração populacional amostrada, k é o tamanho da amostra de informantes de preços, S é o desvio-padrão dos preços e $C(0, s)$ é a covariância entre $p_i(0)$ e $p_i(s)$.

Alternativamente, a variância de $R_i(0, s)$ pode ser expressa por:

$$\hat{\sigma}(R_i(0, s)) = \frac{R_i^2(0, s)}{k} \left(\frac{S^2(0)}{\bar{p}^2(0)} + \frac{S^2(s)}{\bar{p}^2(s)} - 2 \frac{C(0, s)}{\bar{p}(0)\bar{p}(s)} \right)$$

A única diferença entre ambas as expressões é a ausência de f na segunda. A determinação de f requer o conhecimento do número total de estabelecimentos, o que nem sempre é possível. A não consideração de f aumenta, evidentemente, o valor da variância estimada.

Para derivar a variância do índice de preços, Allen não leva em conta a natureza aleatória de w_i e admite independência das amostras de informantes de preços para os diferentes componentes do índice. Desta forma, a variância de $\hat{I}(0, s)$ é dada por:

$$\hat{\sigma}^2(\hat{I}(0, s)) = \sum_{i=1}^n w_i^2 \hat{\sigma}(R_i(0, s))$$

O intervalo para $I(0, s)$ com 95% de confiança, para amostras grandes, é:

$$\left[\hat{I}(0, s) \pm 1,96\hat{\sigma}(\hat{I}(0, s)) \right]$$

Mundlos e Schwarze (1978) também definem a distribuição do estimador do índice de preços para a situação em que se trabalha com uma amostra aleatória de preços. Os autores supõem, porém, que preços e quantidades no período 0 são populacionais.

5. Avaliação da precisão do IPC

5.1. Os Limites da avaliação

Conforme visto anteriormente, todo índice de preços calculado é uma estimativa. Convém, portanto, avaliar também sua precisão. A avaliação completa do índice

requer, inicialmente, que se conheçam os processos estocásticos que geram os preços e as quantidades de cada item de consumo. Além disso, é necessário levar em conta os erros decorrentes da amostragem presente diversas vezes no sistema de cálculo do índice: seleção dos bens e serviços que comporão o índice, determinação de seus pesos ou quantidades e coleta sistemática de seus preços. Deve-se considerar também a dependência entre o preço da época atual e o da época base, $p(s)$ e $p(0)$, respectivamente, bem como a dependência entre preços e pesos (ou quantidades).

Não existe, até o momento, nenhuma abordagem que contemple todos estes aspectos simultaneamente. A explicação para isto é, provavelmente, a grande complexidade estatística envolvida em uma análise tão ampla.

Face a essa limitação metodológica e também à limitação dos dados disponíveis, a avaliação da precisão do índice de preços ao consumidor, objeto desta seção, levará em conta apenas os efeitos do erro provocado pela amostragem dos informantes de preços. Este é o único erro que pode ser mensurado todo mês, a partir dos dados utilizados no cálculo do índice, pois somente os preços têm seus valores coletados periodicamente.

Os pesos dos componentes do índice são conhecidos apenas para o período de realização da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF). Essa forma de avaliar a precisão do índice de preços ao consumidor é consistente com uma interpretação estrita do mesmo, qual seja, a de um índice de preços de varejo: existe uma cesta de bens e serviços, definida a partir da POF, o peso de cada componente é mantido fixo ao longo do tempo, e o índice reflete a variação do preço de varejo dessa cesta. O comportamento do consumidor só é levado em conta quando da realização da POF. Dentro dessa interpretação, os pesos podem ser considerados independentes dos preços.

5.2. Avaliação da precisão

Para ilustrar a questão da precisão dos números-índices de preços, foram utilizadas as informações de preços e os pesos que alimentam o cálculo do IPC-Fipe, um dos mais antigos índices de preços calculados no Brasil. A avaliação foi feita a partir da fórmula proposta em Allen (1975) para a variância de um índice de preços, apresentada na seção anterior. Conforme visto, essa fórmula é aplicada a índices que são médias aritméticas ponderadas dos relativos de preços. Portanto, convém salientar que não se está avaliando propriamente a precisão do IPC-Fipe, uma vez que este utiliza, em todas as etapas de cálculo, a média geométrica. Em vista disso, o índice que está, de fato, sendo avaliado, será simplesmente referido como IPC.

Tabela 1
Indicadores da Precisão do IPC

mês/ano	Todos os subgrupos				Subgrupos homogêneos			
	DP	ΔIPC	LI	LS	DP	ΔIPC	LI	LS
fev/88	2,25	13,05	8,65	17,45	1,00	13,05	11,09	15,01
mar/88	2,67	17,09	11,86	22,31	0,97	17,09	15,19	18,99
abr/88	3,24	21,83	15,48	28,18	1,06	21,83	19,75	23,91
mai/88	2,03	17,19	13,20	21,18	0,85	17,19	15,52	18,86
jun/88	2,32	19,91	15,35	24,46	0,88	19,91	18,18	21,64
jul/88	2,61	25,16	20,04	30,28	1,15	25,16	22,91	27,41
ago/88	2,13	19,35	15,17	23,53	0,74	19,35	17,89	20,80
set/88	2,12	20,64	16,48	24,81	0,83	20,64	19,01	22,27
out/88	3,19	32,12	25,87	38,37	1,21	32,12	29,75	34,48
nov/88	2,16	24,70	20,46	28,94	1,06	24,70	22,62	26,78
dez/88	1,96	30,47	26,63	34,31	1,02	30,47	28,46	32,47
jan/89	2,91	34,04	28,34	39,75	1,15	34,04	31,79	36,30
fev/89	2,94	13,89	8,13	19,65	1,17	13,89	11,60	16,18
mar/89	1,93	6,32	2,53	10,12	0,58	6,32	5,19	7,45
abr/89	2,63	11,33	6,18	16,47	0,69	11,33	9,98	12,67
mai/89	3,49	17,09	10,26	23,93	0,90	17,09	15,33	18,86
jun/89	3,55	24,27	17,30	31,23	1,32	24,27	21,68	26,86
jul/89	3,27	29,03	22,63	35,43	1,62	29,03	25,86	32,20
ago/89	3,51	32,14	25,26	39,02	1,70	32,14	28,81	35,47
set/89	3,20	36,60	30,33	42,88	1,64	36,60	33,39	39,82
out/89	3,54	37,82	30,89	44,75	1,62	37,82	34,64	41,00
nov/89	4,39	43,59	34,99	52,19	1,53	43,59	40,60	46,58
dez/89	3,68	50,94	43,74	58,15	1,64	50,94	47,72	54,17
jan/90	5,16	80,54	70,43	90,65	2,43	80,54	75,77	85,30
fev/90	5,77	63,54	52,23	74,84	2,79	63,54	58,08	68,99
mar/90	5,89	82,44	70,90	93,99	2,75	82,44	77,06	87,83
abr/90	3,66	19,36	12,17	26,54	1,52	19,36	16,39	22,33
mai/90	2,37	9,07	4,43	13,71	0,75	9,07	7,60	10,54
jun/90	2,26	13,51	9,09	17,93	0,83	13,51	11,88	15,14
jul/90	1,97	10,87	7,00	14,73	0,83	10,87	9,24	12,49
ago/90	2,40	13,37	8,66	18,08	0,86	13,37	11,67	15,06
set/90	2,21	13,69	9,36	18,02	0,82	13,69	12,09	15,29
out/90	2,63	16,23	11,08	21,39	0,80	16,23	14,66	17,81
nov/90	2,34	20,18	15,58	24,77	0,86	20,18	18,49	21,86
dez/90	2,83	17,11	11,57	22,66	0,91	17,11	15,34	18,89
jan/91	2,81	22,87	17,37	28,38	0,93	22,87	21,05	24,70
fev/91	2,80	20,67	15,19	26,15	1,10	20,67	18,52	22,82
mar/91	1,57	8,33	5,26	11,40	0,57	8,33	7,21	9,45
abr/91	1,80	8,19	4,66	11,72	0,59	8,19	7,04	9,34
mai/91	2,36	5,94	1,32	10,57	0,69	5,94	4,58	7,30
jun/91	2,02	10,57	6,61	14,53	0,78	10,57	9,05	12,10
jul/91	2,04	12,07	8,06	16,07	0,80	12,07	10,51	13,63
ago/91	2,02	14,50	10,53	18,46	0,90	14,50	12,73	16,26
set/91	2,03	16,73	12,75	20,71	0,84	16,73	15,09	18,37
out/91	2,18	25,71	21,44	29,98	1,05	25,71	23,65	27,77
nov/91	2,94	27,56	21,80	33,33	1,12	27,56	25,37	29,76
dez/91	2,55	25,04	20,05	30,03	1,06	25,04	22,96	27,12

(continua)

(continuação)

mês/ano	Todos os subgrupos				Subgrupos homogêneos			
	DP	Δ IPC	LI	LS	DP	Δ IPC	LI	LS
jan/92	2,66	25,65	20,43	30,87	1,12	25,65	23,45	27,85
fev/92	2,10	21,73	17,62	25,84	1,06	21,73	19,65	23,81
mar/92	1,94	21,38	17,58	25,19	0,83	21,38	19,75	23,01
abr/92	3,01	22,43	16,53	28,34	0,81	22,43	20,85	24,02
mai/92	2,31	22,49	17,97	27,01	0,97	22,49	20,60	24,38
jun/92	2,11	22,15	18,02	26,29	0,91	22,15	20,38	23,93
jul/92	1,93	20,83	17,04	24,62	0,75	20,83	19,35	22,30
ago/92	1,61	23,45	20,30	26,59	0,71	23,45	22,05	24,84
set/92	1,89	24,73	21,03	28,43	0,78	24,73	23,20	26,27
out/92	2,07	26,96	22,90	31,01	0,83	26,96	25,33	28,58
nov/92	2,32	22,69	18,15	27,23	0,81	22,69	21,09	24,29
dez/92	2,26	25,54	21,10	29,97	0,86	25,54	23,86	27,22
jan/93	2,33	27,95	23,38	32,51	0,90	27,95	26,18	29,71
fev/93	2,27	25,00	20,56	29,45	0,98	25,00	23,09	26,92
mar/93	1,84	24,90	21,30	28,50	0,91	24,90	23,12	26,68
abr/93	2,12	28,66	24,50	32,82	0,87	28,66	26,95	30,37
mai/93	3,09	30,02	23,97	36,07	0,91	30,02	28,25	31,80
jun/93	2,90	30,83	25,14	36,52	1,30	30,83	28,28	33,38
jul/93	2,53	31,15	26,20	36,11	0,97	31,15	29,25	33,06
ago/93	2,16	34,12	29,88	38,36	1,02	34,12	32,12	36,12
set/93	2,56	33,89	28,87	38,91	1,01	33,89	31,92	35,86
out/93	2,49	34,76	29,88	39,64	1,06	34,76	32,68	36,84
nov/93	2,30	37,80	33,29	42,31	1,13	37,80	35,58	40,03
dez/93	2,49	39,28	34,40	44,16	1,29	39,28	36,91	41,94
jan/94	4,06	47,53	39,57	55,49	1,78	47,53	44,05	51,01
fev/94	3,01	37,68	31,77	43,58	1,27	37,68	35,19	40,16
mar/94	3,59	43,18	36,15	50,21	1,35	43,18	40,53	45,83
abr/94	3,66	46,33	39,15	53,51	1,17	46,33	44,05	48,62
mai/94	3,75	44,97	37,61	52,33	1,32	44,97	42,39	47,55
jun/94	3,85	53,14	45,59	60,69	1,15	53,14	50,88	55,41
jul/94	3,60	30,42	23,36	37,48	1,26	30,42	27,96	32,88
ago/94	2,01	2,02	-1,93	5,97	0,48	2,02	1,07	2,97
set/94	1,15	1,26	-0,99	3,51	0,43	1,26	0,41	2,11
out/94	1,32	3,67	1,08	6,27	0,57	3,67	2,56	4,79
nov/94	1,28	2,89	0,39	5,40	0,60	2,89	1,72	4,07
dez/94	1,14	1,04	-1,20	3,28	0,50	1,04	0,05	2,03
jan/95	1,20	0,59	-1,77	2,95	0,50	0,59	-0,38	1,56
fev/95	1,15	0,93	-1,33	3,19	0,46	0,93	0,04	1,82
mar/95	1,17	1,67	-0,62	3,97	0,47	1,67	0,74	2,60
abr/95	1,27	2,49	-0,01	4,98	0,52	2,49	1,47	3,50
mai/95	1,12	1,57	-0,63	3,77	0,41	1,57	0,77	2,38
jun/95	1,54	2,33	-0,70	5,35	0,38	2,33	1,58	3,07
jul/95	1,90	3,54	-0,19	7,26	0,46	3,54	2,63	4,44
ago/95	1,48	1,36	-1,54	4,26	0,47	1,36	0,43	2,28
set/95	1,10	0,45	-1,70	2,60	0,42	0,45	-0,37	1,26
out/95	1,07	0,86	-1,23	2,96	0,44	0,86	0,00	1,72
nov/95	1,07	1,18	-0,91	3,28	0,44	1,18	0,33	2,04
dez/95	1,22	1,03	-1,36	3,42	0,38	1,03	0,29	1,77

(continua)

(continuação)

mês/ano	Todos os subgrupos				Subgrupos homogêneos			
	DP	Δ IPC	LI	LS	DP	Δ IPC	LI	LS
jan/96	1,35	2,21	-0,44	5,30	0,41	2,21	1,41	3,02
fev/96	1,07	0,49	-1,60	2,59	0,34	0,49	-0,18	1,16
mar/96	1,15	0,27	-1,98	2,52	0,35	0,27	-0,42	0,97
abr/96	1,16	1,05	-1,22	3,32	0,35	1,05	0,37	1,73
mai/96	1,14	1,04	-1,20	3,27	0,39	1,04	0,26	1,81
jun/96	1,29	1,34	-1,19	3,86	0,39	1,34	0,58	2,09
jul/96	1,48	1,23	-1,66	4,13	0,41	1,23	0,43	2,04
ago/96	1,20	0,25	-2,10	2,60	0,39	0,25	-0,51	1,01
set/96	1,21	0,03	-2,33	2,40	0,37	0,03	-0,69	0,76
out/96	1,23	1,33	-1,09	3,75	0,39	1,33	0,56	2,09
nov/96	1,09	0,11	-2,03	2,25	0,42	0,11	-0,71	0,93
dez/96	0,99	-0,08	-2,03	1,87	0,37	-0,08	-0,81	0,65
jan/97	1,17	2,01	-0,28	4,30	0,44	2,01	1,15	2,87
fev/97	1,00	0,07	-1,89	2,02	0,33	0,07	-0,59	0,72
mar/97	1,04	-0,35	-2,38	1,68	0,36	-0,35	-1,06	0,36
abr/97	1,14	0,39	-1,84	2,62	0,39	0,39	-0,37	1,15
mai/97	1,31	0,42	-2,15	2,98	0,46	0,42	-0,49	1,32
jun/97	1,54	1,91	-1,11	4,94	0,35	1,91	1,22	2,60
jul/97	1,27	0,28	-2,21	2,77	0,34	0,28	-0,38	0,94
ago/97	1,22	-0,84	-3,24	1,55	0,35	-0,84	-1,53	-0,15
set/97	1,15	-0,13	-2,37	2,12	0,40	-0,13	-0,91	0,65
out/97	1,04	0,11	-1,92	2,14	0,39	0,11	-0,65	0,87
nov/97	1,01	-0,21	-2,19	1,77	0,36	-0,21	-0,92	0,50
dez/97	1,04	0,65	-1,38	2,68	0,38	0,65	-0,09	1,39
jan/98	1,14	0,17	-2,07	2,40	0,37	0,17	-0,55	0,88
fev/98	1,17	-0,45	-2,75	1,85	0,44	-0,45	-1,31	0,40
mar/98	1,06	-0,15	-2,22	1,92	0,37	-0,15	-0,89	0,58
abr/98	1,05	0,04	-2,02	2,10	0,36	0,04	-0,66	0,74
mai/98	1,12	-0,35	-2,55	1,84	0,31	-0,35	-0,96	0,25
jun/98	1,16	-0,07	-2,33	2,20	0,32	-0,07	-0,70	0,56
jul/98	1,45	-1,19	-4,03	1,65	0,36	-1,19	-1,90	-0,49
ago/98	1,70	-1,02	-4,35	2,31	0,40	-1,02	-1,79	-0,24
set/98	1,30	-0,93	-3,48	1,62	0,34	-0,93	-1,59	-0,27
out/98	1,63	-0,10	-3,29	3,08	0,39	-0,10	-0,87	0,66
nov/98	1,69	-0,36	-3,67	2,95	0,36	-0,36	-1,07	0,35
dez/98	1,38	-0,20	-2,89	2,50	0,37	-0,20	-0,92	0,53
jan/99	1,70	1,25	-2,08	4,58	0,38	1,25	0,50	2,00
fev/99	1,68	1,53	-1,76	4,82	0,44	1,53	0,67	2,39
mar/99	1,54	0,60	-2,43	3,62	0,43	0,60	-0,25	1,44
abr/99	2,03	0,54	-3,44	4,51	0,44	0,54	-0,32	1,39
mai/99	1,57	-0,67	-3,75	2,42	0,41	-0,67	-1,47	0,13
jun/99	1,71	-0,04	-3,40	3,31	0,39	-0,04	-0,81	0,72
jul/99	1,77	0,41	-3,05	3,87	0,43	0,41	-0,44	1,26
ago/99	2,27	1,12	-3,32	5,56	0,43	1,12	0,27	1,97
set/99	1,74	0,94	-2,48	4,35	0,42	0,94	0,12	1,76
out/99	1,60	1,29	-1,84	4,43	0,41	1,29	0,50	2,09
nov/99	1,54	1,15	-1,87	4,17	0,41	1,15	0,33	1,96
dez/99	1,58	0,31	-2,79	3,41	0,44	0,31	-0,55	1,17

(continua)

(continuação)

mês/ano	Todos os subgrupos				Subgrupos homogêneos			
	DP	Δ IPC	LI	LS	DP	Δ IPC	LI	LS
jan/00	1,55	0,39	-2,64	3,41	0,45	0,39	-0,51	1,28
fev/00	1,46	-0,14	-3,01	2,73	0,44	-0,14	-0,99	0,71
mar/00	1,61	0,33	-2,83	3,49	0,41	0,33	-0,47	1,14
abr/00	1,64	0,10	-3,12	3,31	0,44	0,10	-0,77	0,97
mai/00	1,50	-0,17	-3,11	2,77	0,38	-0,17	-0,92	0,57
jun/00	1,85	-0,01	-3,63	3,62	0,49	-0,01	-0,97	0,96
jul/00	1,73	1,57	-1,82	4,97	0,57	1,57	0,46	2,69
ago/00	1,77	1,77	-1,70	5,24	0,51	1,77	0,77	2,77
set/00	1,69	0,48	-2,83	3,79	0,50	0,48	-0,49	1,45
out/00	1,70	-0,04	-3,37	3,29	0,41	-0,04	-0,84	0,76
nov/00	1,71	0,03	-3,32	3,38	0,38	0,03	-0,71	0,77
dez/00	1,43	0,33	-2,47	3,13	0,44	0,33	-0,53	1,19
fev/88-jul/94	2,73	26,90	21,55	32,26	1,09	26,90	24,77	29,04
ago/94-dez/00	1,39	0,70	-2,02	3,41	0,41	0,66	-0,15	1,47

O período estudado estende-se de janeiro de 1988 a dezembro de 2005³. Engloba, portanto, quatro planos de estabilização, três dos quais com congelamento de preços. A inflação apresenta níveis e variâncias bastante heterogêneos ao longo desse período. Em um contexto com taxas de variação nos preços tão diversas, o que ocorre com a precisão do IPC? Os resultados contidos na Tabela 1 fornecem uma resposta para essa questão. A tabela traz as variações percentuais mensais do IPC, acompanhadas dos respectivos desvios-padrão e dos limites do intervalo com 95% de confiança.

No primeiro mês avaliado, fev/1988, a variação do IPC é 13,05%, com desvio-padrão de 2,25%. Assim, os limites inferior e superior para o intervalo com 95% de confiança assumem, respectivamente, os seguintes valores: 8,65% e 17,45%. Trata-se de intervalo muito amplo, indicando a baixa precisão do IPC.

Analisando os demais meses, constata-se que o desvio-padrão e, conseqüentemente, a amplitude do intervalo de confiança tendem a crescer com a taxa de inflação⁴. Essa associação pode ser mais facilmente constatada pela observação da Figura 1 e também quando são calculadas as amplitudes médias dos intervalos de confiança por faixa de inflação. Os meses de fev/1988 a jul/1994 são agrupados de acordo com cinco faixas de variação do IPC:

- (i) Δ IPC < 10%;
- (ii) $10\% \leq \Delta$ IPC < 20%;
- (iii) $20\% \leq \Delta$ IPC < 30%;

³ Nesse período, a grande maioria dos itens apresentava mais de trinta cotações, tamanho de amostra mínimo para que a distribuição dos relativos de preços tenda para a Normal. A exceção fica por conta dos itens cujos preços são administrados pelo governo que, portanto, têm apenas um informante e variância nula.

⁴ Esta conclusão está de acordo com inúmeros estudos empíricos que comprovam a existência de relação positiva entre dispersão de preços e inflação. Ver, por exemplo, Beaulieu e Matthey (1999), Ferreira (1995), Lach e Tsiddon (1992), Parsley (1996), Silver e Ioannidis (2001), Tommasi (1993) e Van Hoomissen (1988).

(iv) $30\% \leq \Delta IPC < 40\%$;

(v) $\Delta IPC \geq 40\%$.

Os meses do período pós-Real são mantidos em um só bloco, dada a predominância das baixas taxas de inflação, inferiores a 5% em geral. Os resultados encontram-se na Tabela 2.

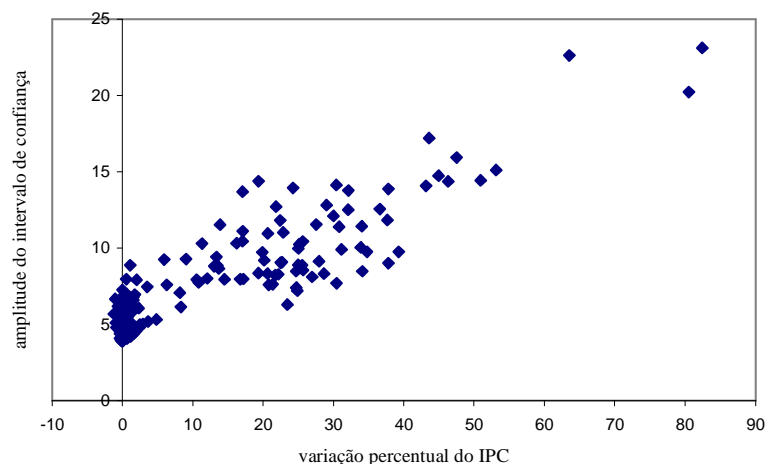


Fig. 1. Relação entre amplitude do intervalo de confiança e taxa de variação do IPC

A amplitude média do intervalo de confiança é de 7,86 pontos percentuais (pp) para os meses da primeira faixa; na segunda, ela sobe para 9,60pp. A progressão é interrompida quando se passa para a faixa 3, que tem amplitude levemente inferior (9,43pp); esse resultado se deve ao comportamento de alguns conjuntos específicos de itens. A amplitude volta a crescer para as faixas 4 e 5: 11,13pp e 17,17pp, respectivamente.

É interessante observar que nos primeiros meses de vigência dos congelamentos de preços a dispersão relativa do IPC aumenta de forma considerável. Nos meses que antecedem o Plano Verão, o coeficiente de variação é inferior a 0,10; em fev/1989 ele sobe para 0,21 e chega a 0,31 no mês seguinte. Volta a ficar abaixo de 0,10 e, com o congelamento imposto pelo Plano Collor I, aumenta para 0,19 em abr/1990 e 0,26 em mai/1990. Ocorre nova trajetória de queda até a decretação do Plano Collor II em mar/1991, quando o coeficiente de variação sobe para 0,19. Em síntese, os congelamentos levaram a quedas nas taxas de inflação mas a dispersão dos preços não foi reduzida na mesma proporção. Apenas uma parcela minoritária de empresas obedeceu aos congelamentos, mantendo seus preços inalterados; as demais não o fizeram, o que contribuiu para que a redução na variância do índice de preços fosse proporcionalmente menor do que a da média.

Tabela 2. Amplitude média dos intervalos de confiança de Δ IPC (em pontos percentuais)^(*)

Descrição	Todos os subgrupos							Subgrupos homogêneos						
	1º período						2º período	1º período						2º período
	média	faixa 1	faixa 2	faixa 3	faixa 4	faixa 5	média	média	faixa 1	faixa 2	faixa 3	faixa 4	faixa 5	média
Índice Geral	10,71	7,86	9,60	9,43	11,13	17,17	5,43	4,41	2,49	3,85	3,82	5,08	7,02	1,62
Alimentação	8,64	6,21	7,03	7,69	9,34	14,01	4,68	6,86	4,66	5,30	6,08	7,48	11,68	3,10
Alimentação no domicílio	8,32	5,98	6,63	7,52	8,99	13,22	4,74	6,26	4,09	4,65	5,68	6,85	10,56	2,95
Alimentos industrializados	9,76	5,55	7,02	8,98	12,60	16,97	4,60	9,76	5,55	7,02	8,98	12,60	16,97	4,60
Alimentos semielaborados	5,58	4,44	4,90	5,09	5,66	8,51	2,61	5,58	4,44	4,90	5,09	5,66	8,51	2,61
Alimentos <i>in natura</i>	10,83	8,64	9,78	8,74	10,60	16,50	10,50	-	-	-	-	-	-	-
Alimentação fora do domicílio	10,86	6,91	9,28	10,23	11,25	16,66	4,26	-	-	-	-	-	-	-
Despesas pessoais	10,65	7,82	10,43	8,15	10,81	17,65	3,84	5,19	5,33	8,00	4,15	3,32	5,76	1,64
Fumo e bebidas	5,81	3,08	5,65	5,10	6,60	9,23	1,90	5,81	3,08	5,65	5,10	6,60	9,23	1,90
Recreação e Cultura	16,49	9,55	21,39	12,15	15,65	23,70	6,02	-	-	-	-	-	-	-
Higiene e beleza	22,10	14,70	19,25	16,45	22,56	41,27	5,62	22,10	14,70	19,25	16,45	22,56	41,27	5,62
Serviços Pessoais	19,04	12,70	15,82	16,71	21,75	29,54	6,52	-	-	-	-	-	-	-
Habitação	8,86	4,30	7,50	8,53	9,85	13,61	4,27	2,15	1,40	1,65	1,83	3,01	3,43	1,27
Manutenção do domicílio	14,61	7,24	15,39	14,71	13,13	22,67	4,32	-	-	-	-	-	-	-
Artigos de limpeza	10,95	6,21	7,94	9,67	11,75	20,44	4,49	10,95	6,21	7,94	9,67	11,75	20,44	4,49
Transportes	4,41	0,95	2,88	3,49	5,03	9,89	3,86	-	-	-	-	-	-	-
Manutenção do veículo	6,49	1,74	4,77	5,17	9,12	12,30	4,46	-	-	-	-	-	-	-
Vestuário	31,20	20,91	26,27	29,11	35,09	49,33	18,78	-	-	-	-	-	-	-
Roupa masculina	26,97	18,23	19,05	25,35	47,98	36,46	16,93	-	-	-	-	-	-	-
Roupa feminina	40,29	27,65	30,83	37,34	42,35	61,78	20,68	-	-	-	-	-	-	-
Calçados	19,56	14,71	16,07	19,91	19,55	28,43	16,82	-	-	-	-	-	-	-
Saúde	18,03	13,10	15,94	16,38	18,09	29,79	3,76	7,65	5,29	6,62	6,93	8,47	11,83	1,02
Remédios e prod. farmacêutic.	14,87	11,54	13,09	11,90	15,46	21,32	2,77	14,87	11,54	13,09	11,90	15,46	21,32	2,77
Serviços médicos	21,28	15,17	17,90	19,69	20,83	35,41	4,34	-	-	-	-	-	-	-
Educação	3,72	2,58	3,59	3,10	3,81	5,93	1,99	3,72	2,58	3,59	3,10	3,81	5,93	1,99
Material escolar	26,95	18,45	22,11	23,59	29,22	45,83	13,94	26,95	18,45	22,11	23,59	29,22	45,83	13,94
Livro didático	18,68	8,16	17,06	21,13	19,69	26,72	1,63	18,68	8,16	17,06	21,13	19,69	26,72	1,63

(*)Faixa 1: Δ IPC_i10%; faixa 2: $10\% \leq \Delta$ IPC_i 20%; faixa 3: $20\% \leq \Delta$ IPC_i30%; faixa 4: $30\% \leq \Delta$ IPC_i 40%; faixa 5: Δ IPC_i≥40%.

No período de ago/1994 a dez/2005, a amplitude média dos intervalos de confiança é de 5,43pp. Embora inferior à registrada para os meses da faixa 1 do período anterior, esse valor indica que a redução na amplitude não tem a mesma intensidade da queda no nível do IPC: a taxa média de variação do índice no período pós-Real cai 91% em relação à média da faixa 1, ao passo que a amplitude do intervalo de confiança diminui apenas 31%. O que se conclui daí é que a redução e a estabilização das taxas de inflação obtidas com o Plano Real não são acompanhadas de uma diminuição proporcional na dispersão dos preços, nem mesmo se forem considerados somente os anos mais recentes, em que a estabilização se mostra mais duradoura.

É avaliada a seguir a precisão dos índices de preços dos sete grupos e dos mais importantes subgrupos de itens que compõem o IPC. As amplitudes médias dos intervalos de confiança, segundo as faixas de valores do índice, encontram-se na Tabela 2.

Analisando primeiramente o grupo *Alimentação* observa-se que as amplitudes dos intervalos por faixa de inflação crescem sistematicamente no primeiro período; constata-se também que elas são inferiores às do índice geral. Entre os componentes desse grupo, *Alimentos industrializados* são os que possibilitam o maior controle de características, uma vez que praticamente para todos os produtos do subgrupo a coleta de preços é feita por marca e embalagem especificadas previamente. Assim sendo, a variância calculada pode ser atribuída à dispersão de preços e não à diferença de qualidade do produto. A amplitude do intervalo de confiança cresce com a taxa de inflação; o valor médio no primeiro período é de 9,76pp, superior à do grupo e inferior à do índice geral; no segundo período, a amplitude cai para 4,60pp, ficando um pouco abaixo da do grupo. Portanto, os alimentos industrializados exibem considerável dispersão de preços em todos os meses analisados. Já os *Alimentos semielaborados* apresentam intervalos de confiança mais estreitos; as amplitudes variam pouco com as faixas de inflação, exceção feita à última delas. Esse resultado decorre basicamente da pequena variância dos preços das carnes, item de maior peso dentro do subgrupo, e dos preços do leite, tabelados em boa parte do período estudado. Os *Alimentos in natura*, por sua vez, apresentam intervalos com amplitudes que estão entre as mais altas do grupo. A grande variância dos preços desses produtos decorre não só da dispersão de preços entre vendedores mas também das diferenças de qualidade. Estas são de difícil controle uma vez que frutas, verduras e legumes não têm marca nem modelo que possam orientar a coleta dos preços. Cabe destacar que a amplitude no período pós-Real (10,50pp) é apenas ligeiramente inferior à média do período anterior (10,83pp) e superior à das três primeiras faixas desse período, apesar da grande redução na taxa de variação dos preços. Nota-se também aumento na amplitude do intervalo de confiança a partir de ago/1998. *Alimentação fora do domicílio* é outro subgrupo cujos itens não podem ter a qualidade controlada. Tanto assim que no primeiro período as amplitudes dos intervalos de confiança são análogas às dos produtos *in natura*: o valor médio é 10,86pp. No pós-Real, entretanto, elas diminuem de forma considerável; a amplitude média, de 4,26pp, é inclusive inferior à dos alimentos

industrializados em igual período.

No que diz respeito ao grupo *Despesas Pessoais*, cabe destacar inicialmente os estreitos intervalos de confiança estimados para o subgrupo *Fumo e bebidas* no primeiro período. Esse resultado se deve em grande parte aos cigarros cujos preços de venda são impressos na embalagem e cujo peso corresponde a cerca da metade do total do subgrupo. Outro ponto a ressaltar é a grande redução na amplitude do intervalo no pós-Real, que passa a ser de 1,90pp, o segundo menor do período. Contribuíram para esse resultado as bebidas, sobretudo os refrigerantes, que tiveram sua dispersão de preços sensivelmente reduzida nesse período. *Recreação e cultura* é um subgrupo que combina produtos e serviços; entre os produtos há itens com marcas e tipos preestabelecidos, como brinquedos, jornais e revistas, e outros em que o controle da coleta é parcial, como discos e fitas para os quais são definidos apenas os gêneros de música. Assim sendo, não causa surpresa a elevada amplitude dos intervalos de confiança, cujo valor médio no primeiro período é 16,49pp. De forma análoga ao constatado para o subgrupo anterior, a variância do índice diminui bastante no segundo período: a amplitude média cai para 6,02pp. O subgrupo *Higiene e beleza* também apresenta intervalos bastante amplos, de 19,04pp em média, e sistematicamente crescentes com a inflação no primeiro período. Ocorre, porém, que todos os produtos desse subgrupo têm marcas, tipos e embalagens fixados previamente, o que significa que a dispersão de seus preços é muito alta. No pós-Real, observa-se uma vez mais sensível redução da variância, embora esta continue elevada. Para o subgrupo *Serviços pessoais*, que abrange itens como barbeiro, costureira e sapateiro, a amplitude dos intervalos no primeiro período é grande, mas inferior à dos artigos de higiene e beleza. Esse resultado não surpreende pois a grande variância nos preços é característica dos mercados de serviços. Após o Plano Real, ocorre grande diminuição da variância tal como verificado para os demais subgrupos que compõem o grupo *Despesas Pessoais*.

Passando para o grupo *Habituação*, convém ressaltar inicialmente que o subgrupo *Aluguel*, que tem peso significativo, entra nos cálculos com variância zero. Isso colabora para que as amplitudes dos intervalos de confiança do grupo fiquem abaixo das referentes ao índice geral, amortecendo o impacto das altas variâncias observadas para o subgrupo *Manutenção do domicílio* que inclui serviços, além de tarifas públicas. Para o subgrupo *Artigos de limpeza*, cujos componentes têm, em sua quase totalidade, marcas e embalagens preestabelecidas, as amplitudes dos intervalos de confiança são próximas às do índice geral no primeiro período e reduzem-se proporcionalmente mais no segundo. Os bens duráveis passaram a compor o IPC-Fipe somente a partir de março de 1994. *Equipamentos eletro-eletrônicos* e *Aparelhos de imagem e som* têm todos os seus componentes com marcas e modelos preestabelecidos. Portanto, surpreende a amplitude média dos intervalos de confiança referente ao segundo subgrupo, da ordem de 6,68pp. Já o correspondente valor de 11,60pp registrado para *Mobiliário* não causa surpresa tendo em vista que os itens que compõem esse subgrupo diferem muito quanto a modelo, material, etc.

Os intervalos de confiança para o grupo *Transportes* são bastante estreitos, o que

se justifica porque os itens que entram com os maiores pesos em sua composição são os transportes urbanos, que têm tarifas estabelecidas pelas esferas municipal e estadual de governo, e os combustíveis, cujos preços foram controlados pelo governo federal durante boa parte do período estudado e mantêm baixa dispersão desde a liberação. As amplitudes um pouco maiores observadas para *Manutenção do veículo* estão associadas ao fato de que além dos combustíveis, fazem parte do subgrupo vários serviços tais como reparo e lavagem do veículo.

Vestuário é o grupo que apresenta os mais largos intervalos de confiança. As amplitudes médias no primeiro período são as seguintes: 40,29pp para *Roupa feminina*, 26,97pp para *Roupa masculina* e 19,56pp para *Calçados*. Nos três casos, a amplitude cresce sistematicamente à medida que se passa para faixas de inflação mais elevada. No pós-Real, as variâncias dos índices de preços diminuem bem menos do que as correspondentes médias. Observa-se também nesse período menor heterogeneidade entre os três subgrupos no que diz respeito às amplitudes dos intervalos de confiança, resultado de uma diminuição de variância relativamente menor para *Calçados* e relativamente maior para *Roupa feminina*. Tal como no caso dos *Alimentos in natura*, as grandes variâncias observadas não decorrem apenas da dispersão dos preços mas também da heterogeneidade dos itens pesquisados. É, de fato, impossível manter sob controle características tais como marca, modelo, material, etc. Tal fato introduz, portanto, imprecisão nos índices além daquela decorrente da dispersão natural dos preços e do fato de se estar trabalhando com uma amostra e não com a população de estabelecimentos comerciais.

No que diz respeito ao grupo *Saúde*, constata-se que seus dois subgrupos apresentam intervalos de confiança largos no primeiro período; as amplitudes médias são de 14,87pp para *Remédios e produtos farmacêuticos* e 21,28pp para *Serviços médicos*. Neste último caso, sabe-se pela análise feita até aqui que esse resultado decorre da natureza dos componentes do subgrupo. Quanto aos *Remédios e produtos farmacêuticos*, vale a pena lembrar que embora o governo tenha interferência no processo de reajustamento dos preços desses itens, isso se dá junto aos laboratórios e os preços do IPC são cotados nas farmácias que, em tese, tomam os preços das tabelas dos laboratórios como limites máximos para os preços de varejo. É interessante observar que nos meses posteriores ao Plano Real as amplitudes dos intervalos caem de forma significativa, ficando em 2,77pp para o primeiro subgrupo e 4,34pp para o segundo; ambos os valores são inferiores ao do índice geral. Por outro lado, as taxas médias de variação dos preços do grupo *Saúde* são superiores à do índice geral: enquanto este aumentou, em média, 0,66% ao mês, os remédios aumentaram 0,76% e os serviços médicos, 0,86%.

Quanto ao grupo *Educação*, o primeiro comentário a fazer é que seus intervalos de confiança são estreitos porque o subgrupo de maior peso – *Matrícula e mensalidade escolar* – tem variância zero devido à limitação dos dados disponíveis. O subgrupo *Material escolar* tem intervalos com amplitudes bastante elevadas tanto no primeiro (26,95pp) quanto no segundo período (13,94pp), apesar de três de seus cinco componentes terem marcas preestabelecidas. O subgrupo *Livro didático* exhibe também intervalos largos no primeiro período mas no segundo ocorre sensível

redução da variância, ou seja, a amplitude média passa de 18,68pp para 1,63pp; este último valor é o menor entre todos os grupos e subgrupos.

As variâncias e os correspondentes intervalos de confiança para o IPC apresentados e analisados até aqui incorporam o efeito de diferenças de qualidade além daquele associado à natural dispersão de preços. Como contraponto, são calculados os mesmos indicadores com base em uma hipótese extrema, qual seja, a de que a dispersão de preços dos itens cuja coleta de preço não é feita por marcas, modelos, etc. é inteiramente devida a diferenças de qualidade. É óbvio que com essa hipótese a variância do IPC que pode ser atribuída à dispersão de preços é subestimada. Nesse novo cálculo, são atribuídas variâncias nulas aos seguintes subgrupos: alimentos *in natura*, alimentação fora do domicílio, recreação e cultura, serviços pessoais, manutenção do domicílio, mobiliário, utensílios domésticos, cama, mesa e banho, aquisição de linha telefônica, manutenção de veículo, aquisição de veículo, roupa masculina, roupa feminina, roupa de criança, tecidos e aviamento, relógios e jóias, calçados e serviços médicos. Desta forma, dois dos sete grupos que compõem o IPC passam a ter variância zero – transportes e vestuário - e um fica inalterado – educação.

Na Tabela 1 podem ser observados os novos desvios-padrão e limites dos intervalos de confiança para o IPC mês a mês. Na Tabela 2 estão as amplitudes médias segundo as faixas de inflação, para o índice geral e grupos de itens.

No primeiro período, a amplitude média dos intervalos de confiança para o índice geral é de 4,41pp, o que significa uma redução de 69% em relação à amplitude obtida anteriormente. Quando se consideram os valores médios por faixa de inflação, a redução varia entre 60% e 70%. No período posterior ao Plano Real, a amplitude média de 1,62pp corresponde a 70% do valor anterior. Embora se tratem de reduções consideráveis, convém observar que as amplitudes dos intervalos de confiança continuam sendo não desprezíveis, especialmente para o segundo período. Tomando como exemplo o último mês da série, dez/2000, constata-se que para o IPC estimado em 0,33%, o limite inferior do intervalo de confiança é -0,53% e o superior 1,19%. Não se deve esquecer ainda que a amplitude do intervalo está provavelmente subestimada.

Em termos de grupos, as alterações nas amplitudes dos intervalos estão naturalmente associadas ao peso e à magnitude das variâncias dos subgrupos aos quais foi atribuída variância nula. O menor impacto é observado para o grupo *Alimentação*: no primeiro período a redução média na amplitude é de 21% e no segundo, 34%. A maior redução fica com Habitação, grupo para o qual restou, na verdade, apenas um subgrupo com variância não nula. Esse grupo é também o único que apresenta diminuição da amplitude maior no primeiro período do que no segundo: 76% contra 70%.

Conclui-se, enfim, que os índices de preços calculados mês a mês apresentam variâncias expressivas, o que sugere cautela na interpretação e uso dos valores médios divulgados para tais indicadores.

6. Conclusão

O enorme interesse suscitado no Brasil pela divulgação dos índices de preços e a interpretação imprópria que a maior parte dos agentes faz deles, motivaram a realização deste trabalho. Buscou-se mostrar que a exatidão matemática geralmente atribuída a esses índices não corresponde à realidade.

A discussão sobre o Índice de Custo de Vida evidenciou a natureza intrinsecamente estocástica do indicador. Ao IPC, estimador do ICV, foi acrescentada a aleatoriedade decorrente das várias etapas de amostragem envolvidas no seu cálculo.

Utilizando dados do IPC-Fipe para avaliar a imprecisão provocada pela amostragem de informantes de preços, ficou claro que o IPC está longe de poder ser tratado como um valor matemático. As amplitudes dos intervalos de confiança obtidas para o índice geral deixaram explícita a característica aleatória do índice. Em geral, a dispersão dos preços de um mesmo produto aumentou com o valor do índice e, conseqüentemente, o mesmo ocorreu com as amplitudes dos intervalos de confiança. O Plano Real provocou grande e prolongada queda nas taxas de variação do IPC mas a redução na amplitude dos correspondentes intervalos de confiança foi proporcionalmente menor.

A avaliação da precisão dos índices de preços para grupos e subgrupos do IPC revelou que os intervalos de confiança mais amplos estão associados, em geral, aos serviços e produtos cuja especificação não pode ser bem definida, tais como os artigos de vestuário e os produtos hortifrutícolas. O cálculo da precisão do IPC atribuindo variância zero a esses itens revelou intervalos de confiança com amplitudes menores porém ainda significativas.

Referências bibliográficas

- Adelman, I. (1958). A new approach to the construction of index numbers. *Review of Economics and Statistics*, 40(3):240-249.
- Allen, R. G. D. (1975). *Index Numbers in Theory and Practice*. The Macmillan Press, London.
- Banerjee, K. S. (1960). A comment on the sampling aspects in the construction of index numbers. *Review of Economics and Statistics*, 42(2):217-219.
- Banerjee, K. S. (1975). *Cost of Living Index Numbers - Practice, Precision and Theory*. Marcel Dekker Inc.
- Baye, M. R. (1985). Price dispersion and functional price indices. *Econometrica*, 53(1):217-223.
- Beaulieu, J. & Matthey, J. (1999). The effects of general inflation and idiosyncratic cost shocks on within-commodity price dispersion Evidence from microdata. *The Review of Economics and Statistics*, 81:205-216.
- Burdett, K. & Judd, K. L. (1983). Equilibrium price dispersion. *Econometrica*, 51(4):955-969.
- Carlson, J. A. & McAfee, R. P. (1983). Discrete equilibrium price dispersion. *Journal of*

- Political Economy*, 91(3):480–493.
- Clements, K. W. & Izan, H. Y. (1987). The measurement of inflation: A stochastic approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, 5(3):339–350.
- Cochran, W. G. (1977). *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons Inc., 3rd edition.
- Diamond, P. A. (1987). Consumer differences and prices in a search model. *Quarterly Journal of Economics*, 102(2):429–436.
- Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2):115–145.
- Ferreira, S. G. (1995). *Inflação, Regras de Reajuste e Busca Seqüencial: Uma Abordagem Sob a Ótica Da Dispersão de Preços Relativos*. BNDES – Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.
- Frisch, R. (1936). Annual survey of general economic theory: The problem of index numbers. *Econometrica*, 4:1–38.
- Hansen, B. & Lucas, E. (1984). On the accuracy of index numbers. *The Review of Income and Wealth*, 30(1):25–38.
- Kirsten, J. T. (1985). *Custo de Vida: Metodologia de Cálculo, Problemas e Aplicações*. Livraria Pioneira Editora/FIPE, Editora da USP.
- Konüs, A. A. (1939). The problem of the true index of the cost of living. *Econometrica*, 7(1):10–29.
- Lach, S. & Tsiddon, D. (1992). The behavior of prices and inflation: An empirical analysis of disaggregated price data. *Journal of Political Economy*, 100:349–389.
- McAfee, R. P. (1995). Multiproduct equilibrium price dispersion. *Journal of Economic theory*, 67(1):83–105.
- Mitchell, W. C. (1938). *The Making and Using of Index Numbers*. Kelley. Publicado originalmente em 1915.
- Mundlos, B. & Schwarze, J. (1978). Basic ideas on stochastic indices. In Eichhorn, W., editor, *Theory and Application of Economic Indices*. Physica-Verlag, Würzburg.
- Parsley, D. C. (1996). Inflation and relative price variability in short and long run: New evidence from United States. *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(3):323–341.
- Prais, S. (1959). Whose cost of living? *Review of Economic Studies*, 26(1):126–134.
- Pratt, J. W., Wise, D. A., & Zeckhauser, R. (1979). Price differences in almost competitive markets. *The Quarterly Journal of Economics*, 93(2):189–211.
- Reinganum, J. F. (1979). A simple model of equilibrium price dispersion. *Journal of Political Economy*, 87(4):851–858.
- Selvanathan, E. A. & Prasada Rao, D. S. (1994). *Index Numbers: A Stochastic Approach*. MacMillan, London.
- Silver, M. & Ioannidis, C. (2001). Intercountry differences in the relationship between relative price variability and average prices. *Journal of Political Economy*, 109(2):355–374.
- Tommasi, M. (1993). Inflation and relative prices: Evidence from Argentina. In Sheshinski, E. & Weiss, Y., editors, *Optimal Pricing, Inflation and the Cost of Price Adjustment*. The MIT Press, Cambridge.
- Van Hoomissen, T. (1988). Price dispersion and inflation: Evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, 96:1303–1314.