

# COMPARAÇÕES DA PARIDADE DO PODER DE COMPRA ENTRE CIDADES: ASPECTOS METODOLÓGICOS E APLICAÇÃO AO CASO BRASILEIRO\*

Carlos R. Azzoni

Professor de Economia da FEA/USP — cazzoni@usp.br

Heron E. do Carmo

Professor de Economia da FEA/USP — hcecarmo@usp.br

Tatiane Menezes

Professora de Economia da FEA/USP — menezess@usp.br

O objetivo deste artigo é apresentar duas formas de construção de índices para comparação de preços de diversas regiões simultaneamente e aplicar as duas metodologias para os dados brasileiros, comparando os resultados e escolhendo a metodologia mais conveniente para utilização em futuros estudos. Apresenta-se o arcabouço teórico para a construção de um índice de custo de vida inter-regional e aplicam-se as duas metodologias no cálculo de tais índices para 11 regiões metropolitanas brasileiras no período 1996-2002, comparando-se os resultados obtidos.

## 1 INTRODUÇÃO

Uma lacuna importante nas pesquisas regionais e urbanas em geral, e no Brasil em particular, é a ausência de índices que permitam realizar comparações entre o custo de vida das diversas regiões e cidades. Essa ausência tem feito com que as pesquisas envolvendo agregados monetários regionais utilizem índices de custo de vida nacionais, o que pode introduzir limitações importantes nas análises comparativas entre regiões, seja em níveis de renda *per capita*, condições de vida, linhas de pobreza etc. Vários trabalhos têm se debruçado sobre o tema desigualdade regional no Brasil, como Ferreira (1995), Ferreira e Diniz (1995), Ferreira e Ellery Jr. (1996), Azzoni (1997), Zini Jr. (1998), Azzoni *et alii* (2001) e Azzoni (2001), entre outros. Em nenhum destes, entretanto, foi levada em consideração a diferença de custo de vida entre as regiões. As exceções são Menezes (1999), Menezes e Azzoni (2000), Azzoni e Servo (2002), os trabalhos pioneiros de Fava (1984), analisando a pobreza entre as áreas urbana e rural, e Savedoff (1990), que utiliza um deflator regional precário em sua análise dos diferenciais regionais de salários.

A importância de se conhecer as diferenças do custo de vida entre cidades de um mesmo país é reconhecida nos trabalhos de Wojan e Maung (1998), Raper

---

\* Os autores agradecem à Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) pelo apoio material e financeiro, à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp) pela bolsa de recém-doutor de Tatiane Menezes e à Financiadora de Estudos e Projetos (Finep) — Finep/Pronex n. 41.96.0405.00. O artigo beneficiou-se dos comentários cuidadosos de parecerista desta revista e das sugestões oferecidas pelo professor Rodolfo Hoffmann, que gentilmente fez uma análise criteriosa e minuciosa do trabalho. Os erros porventura existentes são de inteira responsabilidade dos autores.

(1999), Koo, Phillips e Sigalla (2000) e Kurre (2000), entre outros. Savedoff (1990, p. 537-538) enfatiza esse ponto da seguinte forma:

“O salário nominal de um trabalhador deveria, idealmente, ser deflacionado por um índice de custo de vida de sua própria região relativamente ao custo de vida que ele enfrentaria em outra região caso para lá ele se deslocasse. Para efetuar rigorosamente esse ajustamento seria necessário especificar a função utilidade para cada indivíduo ou grupo de indivíduos semelhantes, derivar os correspondentes índices de preços e obter os preços e pesos relevantes. Mesmo que isso fosse possível, a escolha de pesos básicos — médias regionais ou nacionais — levaria a estimativas amplamente diferenciadas. Ou seja, uma comparação de preços entre regiões é teoricamente uma impossibilidade [...]”

Alguns poucos esforços para construir medidas de custo de vida regional para o Brasil foram feitos. Thomas (1980 e 1982) aplicou o índice Laspeyres de preços, no qual as cestas de bens são fixas entre as cidades, captando as diferenças regionais de preços, porém deixando de levar em consideração as características regionais. Fava (1984) construiu um índice de custo de vida de Paasche para 23 áreas geográficas do estudo Endef, com estrutura de ponderação variável, determinada pelas cestas de bens específicas de cada área. Embora mais apropriado para medir o custo de vida do que o índice Laspeyres utilizado por Thomas, o índice de Paasche não é invariante à mudança de base. Assim, o índice calculado para uma determinada cidade depende de qual cidade é tomada como base. Rocha (1990) estimou um índice de desigualdade utilizando o método dos componentes principais, com base não nos diferenciais de pesos e preços entre as regiões, mas em medidas de qualidade de vida. Aten (1999) aplicou o método *Country Product Dummy* (CPD) para calcular o custo da alimentação nas regiões metropolitanas brasileiras.

Azzoni, Carmo e Menezes (2000) elaboraram um estudo mais abrangente, que consistiu na construção de índices de custo de vida para o período 1981-1999, para as 11 regiões metropolitanas brasileiras que compõem os indicadores de preços ao consumidor do IBGE. Para tanto, utilizaram bases de dados referentes às Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF), com base nas quais foram determinadas estruturas de ponderações e vetores de preços. Para os produtos de alimentação foi utilizado como base o vetor de preços referente ao ano de 1996 e para os demais bens e serviços, o vetor de preços de 1990.

Mais recentemente, o IBGE disponibilizou dados atualizados para os produtos não-alimentares e serviços referentes a setembro de 1999, o que abriu a possibilidade de uma atualização dos índices inter-regionais, com base na utilização desses novos dados e do vetor de preços dos produtos alimentares referente a 1996. Outra motivação para essa atualização está associada ao fato de parte da base de dados utilizada no estudo anterior referir-se ao ano de 1990, quando vigorou um rígido controle de preços, havendo razões para se acreditar que a

estrutura básica de preços do primeiro estudo pudesse estar distorcida, em relação aos preços que seriam esperados em situação de funcionamento normal dos mercados. Essas distorções poderiam ser tanto internas às regiões metropolitanas como, principalmente, entre regiões, devido às especificidades dos mercados locais, notadamente na área dos serviços. Assim sendo, os resultados encontrados no primeiro estudo realizado pelos autores foram condicionados pelas restrições ao funcionamento dos mercados, razão que evidencia a relevância de se calcular o índice de paridade de poder de compra para as regiões metropolitanas brasileiras com as novas e melhores informações. Adicionalmente, nesta versão trabalha-se com um conjunto maior de produtos e serviços (133 itens, contra 59 do trabalho anterior), o que dá maior abrangência aos índices calculados.

Em síntese, o objetivo deste artigo é apresentar duas formas de construção de índices para comparação de preços de diversas regiões simultaneamente e aplicar as duas metodologias para os dados brasileiros, comparando os resultados; essa comparação auxiliará na escolha da metodologia mais conveniente para utilização em futuros estudos.

O artigo está dividido em cinco seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta o arcabouço teórico para a construção de um índice de custo de vida inter-regional, de modo que análises regionais comparativas possam ser feitas de maneira mais precisa. Na Seção 3, são descritos os procedimentos aplicados ao cálculo desses índices para 11 regiões metropolitanas brasileiras. Na Seção 4, comparam-se os resultados obtidos. Finalmente, na Seção 5 apresentam-se as considerações finais.

## 2 ÍNDICES DE PREÇOS REGIONAIS: ASPECTOS TEÓRICOS

A teoria dos números-índices possui duas ramificações no que diz respeito ao número de períodos ou de regiões a serem comparados: números-índices bilaterais, quando o número de unidades econômicas é igual a dois, e números-índices multilaterais, quando esse número é superior a dois. Os índices de preços em geral, como, por exemplo, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), medem a variação dos preços entre dois períodos consecutivos de tempo, sendo seus resultados encadeados sequencialmente. Se na perspectiva da análise temporal existe uma ordenação natural de períodos que constituem uma série temporal, o mesmo não pode ser dito no âmbito da análise territorial, em que são comparadas várias áreas simultaneamente. Um número-índice com essa finalidade deve necessariamente ser multilateral. Existem na literatura vários métodos de cálculo de números-índices multilaterais,<sup>1</sup> mas neste trabalho serão apresentados apenas dois dos métodos mais empregados para esse objetivo.

---

1. Para uma análise extensa do assunto, ver Heston e Lipsey (1999).

## 2.1 Abordagem econômica<sup>2</sup>

Um índice de custo de vida tem por objetivo reduzir a único escalar a comparação entre dois vetores de preços, tais como  $p^1$  e  $p^2$ . Tal tarefa torna-se fácil quando os dois vetores são proporcionais entre si; por exemplo, sendo  $p^1$  maior do que  $p^2$  em 5%, pode ser dito, sem maiores dificuldades, que no período 1 o custo de vida foi 5% maior do que no período 2. Entretanto, quando há mudanças de preços relativos, algumas suposições são requeridas. Usualmente, assume-se uma cesta de bens  $x^R$  como padrão e compara-se o preço dessa cesta em dois instantes distintos, produzindo o seguinte índice de preços:

$$P(p^1, p^2; x^R) = p^1 x^R / p^2 x^R \quad (1)$$

onde:

$$px = \sum p_k x_k$$

O índice expresso por (1) equivale ao custo de se adquirir a cesta  $x^R$  pagando os preços  $p^1$ , relativo ao custo de se adquirir a mesma cesta de bens pagando os preços  $p^2$ . Os conhecidos números-índices de Laspeyres e de Paasche possuem essa característica. O grande problema dessa formulação é a hipótese subjacente de que existe uma única cesta de bens padrão e constante, que todos adquirem. Uma forma alternativa de se pensar o problema é utilizar como referência a curva de utilidade, em vez de uma cesta de bens. Nesse caso, o índice de custo de vida corresponde ao custo mínimo necessário para atingir uma mesma curva de indiferença, em duas situações de preços distintas. Sendo  $u^R$  a curva de utilidade tomada como referência, chega-se ao índice “verdadeiro” definido por Konüs (1924):

$$P_K(p^1, p^2; u^R) = c(u^R, p^1) / c(u^R, p^2) \quad (2)$$

A dependência do verdadeiro índice de custo de vida em relação a  $u^R$  torna improvável sua implementação, mesmo para um único indivíduo, que obedeça aos axiomas da teoria do consumidor.<sup>3</sup> A dificuldade de se calcular o índice de custo de vida verdadeiro advém do fato de a curva de indiferença individual não ser conhecida. Assim, mudanças de preços relativos afetam diferentemente o custo de vida de diferentes indivíduos: mesmo que eles tenham gostos idênticos, basta que seus níveis de dispêndio sejam diferentes para inviabilizar o cálculo do índice.

2. Esta exposição segue o desenvolvimento apresentado em Deaton e Muellbauer (1980, Cap. 5).

3. Uma discussão mais rigorosa desse tema encontra-se em Diewert (1993).

Esse problema só não ocorre em uma circunstância muito especial, quando as preferências são homotéticas. Nesse caso, todas as curvas de indiferenças têm a mesma inclinação, implicando uma mesma estrutura de gastos, mesmo para níveis de dispêndio diferentes, para todos os consumidores e, por conseguinte, uma curva de Engel retilínea. A hipótese de homoteticidade implica que a função custo fica proporcional à curva de indiferença, ou seja,  $c(u, p) = ub(p)$ , para uma função  $b(p)$  qualquer. Substituindo essa igualdade em (2), o índice de custo de vida passa a ser dado simplesmente por  $b(p^1)/b(p^2)$  que, por sua vez, independe de  $u$ . A hipótese de homoteticidade é, assim, condição suficiente e necessária para a existência de um índice de custo de vida verdadeiro.

Outra forma de calcular o índice de custo de vida verdadeiro é usando (2) diretamente. Essa alternativa, entretanto, só se viabilizaria caso a função custo  $c(u, p)$  fosse conhecida, o que implicaria a estimação da função demanda. Porém, como, em geral, as preferências são não-homotéticas e a curva de demanda não é conhecida, o cálculo do índice de custo de vida de Konüs torna-se inviável. A alternativa para contornar essas restrições é utilizar os conceitos de função utilidade indireta, forma funcional flexível e índice superlativo [ver Deaton e Muellbauer (1980) e Diewert (1974)]. Admite-se que o consumidor maximiza uma função utilidade neoclássica  $u$ , sujeita a uma restrição orçamentária durante dois períodos. Sob essa condição, pode ser mostrado, através do teorema da dualidade,<sup>4</sup> que os agentes econômicos são também minimizadores de custos, sujeitos a uma determinada função utilidade. Trabalhando com uma função custo unitário, Diewert (1974, 1976 e 1978) define como superlativos os índices de preços que são exatos para uma forma funcional flexível.<sup>5</sup> Nesse contexto, uma função custo unitário especificada como uma forma funcional flexível se constituiria em aproximação até a segunda ordem de uma função custo unitário arbitrária com derivadas segundas contínuas. Por fim, Diewert (1988) sugere que dentre os índices de custo de vida superlativos, o mais apropriado para cálculo em *cross-sections* é o índice de Törnqvist,<sup>6</sup> dado por:

$$P_T(p^1, p^2; u) = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N (w_i^k + w_i^l) [\ln p_i^k - \ln p_i^l] \quad (3)$$

onde:

$P_T$  = índice de preços bilateral de Törnqvist;

$i$  = itens selecionados,  $i = 1, 2, \dots, N$ ;

4. A aplicação do teorema da dualidade ao contexto de números-índices pode ser encontrada em Samuelson e Swamy (1974) e em Deaton e Muellbauer (1980).

5. Para maiores detalhes sobre formas funcionais flexíveis, ver Takayama (1996).

6. Este índice foi primeiro descrito em Törnqvist (1936).

$w_i$  = peso do produto  $i$  no total dos gastos domiciliares das regiões  $k$  e  $l$ ; e

$p_i$  = preço do produto  $i$ .

A importância do índice de Törnqvist  $P_T$  advém do fato de ser este um índice de custo de vida superlativo, sem a necessidade de recorrer à hipótese de homoteticidade. O teorema exposto em Diewert (1976, p. 122) fornece uma forte justificativa microeconômica para o uso do índice de preços  $P_T$ , definido a partir de (3), como uma aproximação para o verdadeiro índice de custo de vida de Köniis.

Até aqui se considerou apenas o caso de duas situações. Na seqüência do trabalho as atenções estarão voltadas para o caso de um número de situações maior do que dois. Suponha-se que se precise decidir sobre a utilização de um determinado índice de preços  $P$  e de um determinado índice de quantidade  $Q$ , que devem permitir comparar preços e quantidades para duas situações quaisquer. Uma boa opção seria utilizar os índices de Törnqvist,  $P_T$  e  $Q_T$ , já que são índices superlativos e estão de acordo com a abordagem microeconômica da teoria dos números-índices. Entretanto, se fosse escolhido qualquer índice de preço superlativo  $P$  para fazer comparações de preços entre mais de duas situações, o atributo da transitividade (ou circularidade) não seria atendido. Isso pode ser ilustrado por meio de comparações envolvendo três regiões ( $I = 1, 2$  e  $3$ ). Escolhendo-se a observação 2 como base de comparação, o índice de preço na região  $i$  seria  $P(p^2, p^i, x^2, x^i)$ . Por outro lado, se a região 1 fosse a escolhida como base, o índice de preços relativos na região  $i$  seria  $P(p^1, p^i, x^1, x^i)$ . Fazendo o índice de preços na região 2 igual à unidade e dividindo cada  $P(p^1, p^i, x^1, x^i)$  por  $P(p^1, p^2, x^1, x^2)$ , se o índice for circular os dois índices de preços deve coincidir. Quer dizer, deve-se ter:

$$P(p^2, p^i, x^2, x^i) = P(p^1, p^i, x^1, x^i) / P(p^1, p^2, x^1, x^2), \text{ com } i = 1, \dots, I \quad (4)$$

Entretanto, o índice de Törnqvist não passa no teste da transitividade, o mesmo ocorrendo com todos os índices de preços superlativos. Isso se deve, principalmente, à aparente incompatibilidade entre transitividade e características regionais: não há como se conseguir um índice circular sem abrir mão das características regionais. De fato, entre os índices de preços avaliados por Fisher (1965),<sup>7</sup> aqueles que atendiam ao critério da circularidade operavam com estruturas de ponderações fixas. Isso, transposto para comparações regionais, significa que essas fórmulas desprezam as peculiaridades regionais embutidas nos pesos. Por exemplo, para se manter a transitividade ao fazer comparações de preços entre Recife,

7. O trabalho clássico de Fisher é de 1922. Aqui cita-se a segunda edição, de 1965.

Salvador e Curitiba, necessita-se que, ao se comparar o nível de preços de Recife com o de Salvador, se utilize o mesmo conjunto de pesos da comparação dos preços entre Recife e Curitiba. Como bem apresenta Dreschler (1973, p. 17), características regionais e transitividade estão sempre em conflito, propriedades que o índice multilateral discutido neste trabalho busca conciliar.

Na busca de um índice de preços multilateral, Caves, Christensen e Diewert (1982a e b) derivam um índice superlativo bilateral — no caso o Törnqvist — e implementam a metodologia EKS para transformá-lo em multilateral.<sup>8</sup> Resumidamente, o método consiste em calcular a média geométrica dos índices bilaterais, gerando um índice em multilateral, isto é:

$$\overline{\ln P} = \frac{1}{L} \sum_t \ln P_{kt} \quad (5)$$

O método descrito foi utilizado por Menezes (1999), Menezes e Azzoni (2000) e Azzoni, Carmo e Menezes (2000) na elaboração de índices de paridade de compra entre as regiões metropolitanas brasileiras, e por Jorgenson e Slesnick (1999) para cidades americanas.

## 2.2 Abordagem econométrica<sup>9</sup>

O método CPD foi desenvolvido para comparar a paridade do poder de compra entre países. Esse método é empregado, com algumas modificações, pelo Bureau of Labor Statistics (BLS) dos Estados Unidos para comparação de preços entre os diversos estados americanos, como pode ser constatado nos trabalhos de Moulton (1995), Kokoski e Moulton (1996) e Kokoski, Moulton e Zieschang (1999). Foi também utilizado por Aten (1999) para comparar preços de gêneros alimentícios entre regiões metropolitanas brasileiras para os anos de 1984 a 1987. Mais recentemente, Aten e Menezes (2002) utilizam o CPD para calcular o diferencial de custo de vida por faixa de renda, empregando os microdados da POF de 1996.

A comparação de preços entre distintas regiões é dificultada pelo fato de, por diferenças culturais, climáticas ou mesmo de estágio de desenvolvimento econômico entre as regiões, alguns produtos amplamente consumidos em uma região simplesmente não existirem em outras, o que faz com que a matriz de preços se torne incompleta, dificultando a comparação. Para contornar esse problema,

8. O método EKS foi proposto independentemente em 1964 por Eltetö e Köves, de um lado, e Szulk, por outro, tendo sido traduzido para a língua inglesa por Dreschler (1973); uma rápida exposição do mesmo encontra-se em Diewert (1999).

9. O modelo econométrico aqui apresentado está desenvolvido com mais detalhes em Summers (1973), Kravis, Heston e Summers (1982) e Selvanathan e Rao (1994). Em Heston e Summers (1996) é feita uma análise crítica do modelo.

Summers (1973) e Selvanathan e Rao (1994) propõem o emprego de uma abordagem estocástica que permita estimar os preços inexistentes a partir do conjunto de informações disponíveis.

Adaptando o modelo descrito em Selvanathan e Rao (1994) para a dimensão regional, postula-se que o preço observado do bem  $i$ , na cidade  $k$ , depende do nível geral de preços da cidade  $k$ ,  $\pi_k$ , em relação à cidade tomada por base, das características de cada produto  $\alpha_i$  e de um componente aleatório,  $\varepsilon_{ik}$ , de modo que o preço relativo do bem  $i$  na cidade  $k$ ,  $p_{ik}$ , é dado por:

$$p_{ik} = \pi_k \alpha_i \varepsilon_{ik}$$

$$\ln p_{ik} = b_k + \gamma_i + u_{ik} \quad (6)$$

em que:  $b_k = \ln \pi_k$ ,  $\gamma_i = \ln \alpha_i$  e  $u_{ik} = \ln \varepsilon_{ik}$ , com  $E[u_{ik}] = 0$ ,  $\text{var}(u_{ik}) = \sigma^2/w_{ik}$  e  $E[u_{ik}u_{jl}] = 0$ , para todo  $i, j, k$  e  $l$ ;  $i \neq j$  e/ou  $k \neq l$

onde:

$$w_{ik} = \left( \frac{q_{ik}}{\sum_{k=1}^K q_{ik}} \right) \left( \frac{\sum_{k=1}^K p_{ik} q_{ik}}{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^K p_{ik} q_{ik}} \right) \quad (7)$$

A estrutura de co-variância dos erros implica que a variância é tanto maior quanto menor a participação do produto na cesta de consumo da região. Dessa forma, se o bem ou serviço não for muito importante, no sentido de que tem um pequeno peso na cesta de consumo da região, a variância em seu preço é proporcionalmente maior.<sup>10</sup>

O modelo composto pelas equações (6) e (7) pode ser especificado e estimado por um conjunto de variáveis *dummies* para os produtos e um outro conjunto de *dummies* para as regiões. O modelo resultante assume a forma:

10. A intuição é clara: itens que representam pequena parcela da despesa total do consumidor tendem a merecer menor atenção na hora da compra; itens mais importantes tendem a receber pesquisa de preços mais cuidadosa por parte do consumidor. Dessa forma, os preços efetivamente pagos tendem a apresentar menor variância no segundo caso, em comparação com o primeiro. Essa suposição foi proposta por Selvanathan e Rao (1994) e é comum a todos os trabalhos empíricos na área [Aten (1999), Aten e Menezes (2002), Kokoski e Moulton (1996) e Moulton (1995)]. De qualquer forma, neste estudo dispõe-se apenas de um preço (médio) de cada item por cidade, não sendo, assim, possível testar se a suposição descreve adequadamente o comportamento dos consumidores brasileiros.



$$\ln p_{ik} = \sum_{k=2}^K b_k X_k + \sum_{i=1}^l \gamma_i Y_i + u_{ik} \quad (8)$$

onde:

$\ln p_{ik}$  é o log neperiano do preço do bem  $i$  na cidade  $k$ ;

$X_k$  ( $k = 2, \dots, K$ ) é variável *dummy* igual a 1 se o preço do bem  $i$  foi coletado na cidade  $k$  e 0 nas demais (*dummy* regional,  $k = 1$  correspondendo à cidade utilizada como base);

$Y_i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) é variável *dummy* igual a 1 para o bem  $i$  e 0 para os demais bens (*dummy* de bem ou serviço); e

$u_{ik}$  é uma variável aleatória com média 0 e variância heterocedástica.

A hipótese subjacente ao modelo é que as linhas de regressão características das áreas possuem inclinação constante entre si, de modo que toda a variação de preços relativos é capturada pelas variáveis *dummies*. Dessa forma, retirando o intercepto do modelo, os coeficientes das *dummies* regionais indicam desvios em torno da média, correspondendo ao índice de preço multilateral entre as cidades. O já mencionado problema da heterogeneidade das cestas de bens e serviços entre regiões torna os erros da regressão heterocedásticos, conforme a equação (7). Para resolver esse problema, Selvanathan e Rao (1994) propõem que seja empregado o método de Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) para estimar os parâmetros de (6), usando como pesos as participações de cada produto na cesta de bens da região, procedimento adotado neste estudo.

Para a região  $k$ , considerando  $l$  como base, o índice de custo de vida entre as regiões  $k$  e  $l$  é dado pela razão  $I_{lk} = \hat{b}_k / \hat{b}_l$ , onde  $l$  é a cidade-base. O coeficiente de  $X_k$ ,  $b_k$  corresponde ao logaritmo neperiano do preço relativo entre as  $k$  regiões e a região  $l$ . Sob as hipóteses do modelo, o exponencial de  $\hat{b}_k$  é um estimador consistente do nível relativo de preços da região  $k$  comparativamente ao da região  $l$ , ou seja, é um índice de preços multilateral entre as  $k$  regiões e a região de referência, com a importante propriedade de que os números-índices resultantes são transitivos.

### 3 COMPARAÇÃO EMPÍRICA DAS METODOLOGIAS

#### 3.1 Descrição dos dados

A construção do índice de custo de vida multilateral para as regiões metropolitanas brasileiras utilizou uma lista de preços e pesos para 133 subitens, fornecida pelo IBGE para as regiões metropolitanas (RM) de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Goiânia

e Brasília. O IBGE forneceu os vetores de preços desses bens, sendo o de alimentação referente a setembro de 1996 e o dos produtos não-alimentares e serviços, referente a setembro de 1999.<sup>11</sup> Aplicando o IPCA mensal de cada RM aos vetores de preços de 1996 e de 1999, foram imputados vetores de preços para os anos de 1996 a 2002. Os pesos, por sua vez, foram obtidos por meio da POF, realizada pelo IBGE no período 1995-1996, que abrangeu as 11 RMs. Como foram utilizadas estruturas de consumo constantes, dadas pelas POFs, a hipótese subjacente ao trabalho é que essas estruturas se mantiveram inalteradas durante todo o período em análise.

Foram adotados os seguintes critérios para seleção dos produtos: no grupo alimentação, trabalhou-se apenas com informação do grupo alimentação dentro do domicílio; nos demais grupos foram escolhidos itens representativos, sendo selecionados alguns produtos que concentravam em si os maiores pesos do grupo; foram descartados os subitens que, apesar de possuírem um alto peso, são por demais desagregados, dificultando a comparação. Por exemplo, no subitem brinquedos, dada sua diversidade, é impossível garantir serem os bens os mesmos em todas as cidades. Compôs-se assim uma cesta de 133 subitens para cada uma das regiões, descritos na Tabela 1. Na Tabela 2 encontram-se as estruturas de ponderação por grupo, para cada uma das RMs, obtidas na POF de 1995-1996.

Em virtude da diversidade regional no Brasil, nem todos os bens estão presentes em todas as cestas. A solução desse problema depende do método utilizado para a elaboração do índice. Ao calcular o índice de custo de vida pelo método EKS, são utilizadas cestas específicas, no sentido de que cada cidade possui uma cesta que representa as características da sua região. De acordo com a metodologia apresentada, são feitas, primeiramente, comparações binárias entre as regiões, quando são passíveis de comparação apenas os subitens comuns às duas regiões em questão, devendo as cestas ser homogêneas duas a duas. Por exemplo, se a farinha de trigo não está presente em Fortaleza, porém faz parte das cestas de Recife e São Paulo, o citado subitem fará parte da comparação de Recife com São Paulo, porém não estará presente na comparação entre Fortaleza e Recife. No caso da aplicação do procedimento CPD, tal problema é facilmente contornado, pois os preços dos produtos não existentes em uma região são estimados pelo modelo, que utiliza para tanto todas as informações disponíveis de outros bens e regiões.

---

11. Em Azzoni, Carmo e Menezes (2000), foram utilizados os seguintes vetores de preços: para alimentação, setembro de 1996; para os demais bens, setembro de 1990.

TABELA 1  
PREÇOS ABSOLUTOS OBSERVADOS NAS CIDADES

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
1	Arroz	1,45	1,22	1,23	1,26	0,99	1,07	1,18	1,30	1,02	1,12
2	Feijão	1,75	1,19	1,81	1,68	1,31	2,60	1,70	2,52	2,93	1,57
3	Macarrão	3,04	2,39	2,48	2,24	2,28	2,89	2,24	2,52	2,52	2,28
4	Fubá de milho	-	-	0,95	-	0,71	0,93	1,14	0,71	-	1,27
5	Farinha de trigo	-	-	-	-	1,12	1,07	1,16	1,07	1,02	1,18
6	Farinha de mandioca	0,63	0,90	0,69	0,60	-	0,75	1,34	-	0,98	1,52
7	Batata-inglesa	1,03	0,77	1,09	1,07	0,87	0,87	0,88	0,85	1,08	0,83
8	Pimentão	1,98	3,01	2,64	1,07	1,92	1,14	1,85	1,56	-	1,88
9	Tomate	1,75	0,59	1,02	1,16	0,87	1,22	1,31	1,53	1,50	0,90
10	Cebola	0,82	0,76	0,83	1,18	0,77	0,84	0,96	0,71	0,68	0,93
11	Cenoura	1,28	0,80	1,04	0,76	0,59	0,76	1,00	0,84	0,65	0,67
12	Açúcar refinado	1,04	1,07	-	-	-	0,95	0,96	0,95	1,02	-
13	Açúcar cristal	-	-	1,02	0,97	0,70	-	-	-	-	1,01
14	Alface	4,58	-	2,91	3,74	1,93	2,90	3,35	2,65	1,80	3,57
15	Repolho	1,06	0,32	0,87	0,66	0,54	0,66	1,02	0,47	0,74	0,73

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
16	9,91	-	3,90	5,14	-	7,88	4,23	-	5,29	7,75	-
17	-	-	-	-	0,58	0,85	0,82	0,64	0,86	-	-
18	1,21	0,73	1,29	0,79	0,89	1,34	1,48	-	-	1,22	0,78
19	2,80	3,05	1,98	3,03	2,32	2,61	2,83	2,30	2,33	3,02	2,69
20	2,20	0,50	0,77	0,84	1,05	0,59	0,92	1,22	1,62	1,54	1,31
21	0,72	0,57	0,69	0,34	0,77	0,82	0,71	0,93	0,89	0,69	0,65
22	4,68	-	-	5,37	4,97	6,03	5,85	5,00	5,73	6,46	5,07
23	5,19	6,35	6,46	6,48	6,57	7,67	7,66	5,53	6,89	6,83	5,84
24	5,25	6,01	6,04	6,40	6,22	6,20	6,28	7,04	7,61	6,70	5,86
25	5,48	6,48	5,78	6,43	6,49	7,46	7,67	8,09	8,60	6,89	5,44
26	5,12	6,34	-	-	5,72	6,11	6,13	6,54	6,97	6,01	5,20
27	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
28	2,95	3,48	3,91	4,17	3,96	4,06	4,22	-	3,78	4,07	-
29	4,27	5,36	7,14	4,72	-	5,87	6,88	8,78	9,33	-	9,32
30	-	10,02	-	-	10,11	-	11,38	8,50	9,28	11,24	-
31	-	-	-	5,12	8,49	-	5,77	9,68	11,37	5,35	5,21

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
32	-	-	-	-	2,91	-	8,49	2,85	3,32	-	2,91
33	6,35	8,51	6,03	6,31	-	6,27	-	-	-	7,12	5,85
34	1,77	2,17	3,02	3,07	1,93	2,98	1,69	2,54	3,28	3,44	3,33
35	2,33	2,34	2,16	1,36	1,91	2,07	1,99	1,95	2,21	1,41	1,98
36	0,83	0,81	0,91	0,80	0,96	0,82	1,05	0,83	0,65	0,99	0,99
37	7,98	12,19	8,57	7,92	-	13,40	11,94	12,62	-	14,70	-
38	-	-	-	-	8,23	8,87	9,52	-	-	11,12	5,57
39	8,65	-	11,11	-	-	8,94	9,90	8,73	7,93	11,35	-
40	-	-	-	10,90	9,84	7,22	9,30	8,43	8,59	9,24	-
41	8,40	-	9,76	8,50	-	9,08	-	-	-	-	-
42	2,66	3,42	4,14	4,00	3,10	4,87	4,19	3,60	3,63	5,35	3,88
43	2,66	3,42	4,14	4,00	3,10	4,87	4,19	3,60	3,63	5,35	3,88
44	3,43	2,45	2,30	2,66	3,55	3,67	3,23	2,66	2,97	3,36	2,98
45	2,02	1,62	1,75	1,66	1,56	1,68	1,56	1,60	1,70	1,42	1,59
46	4,29	3,79	3,56	5,10	4,49	4,25	4,88	4,49	5,90	4,22	-
47	2,20	1,83	1,72	1,84	1,62	1,09	2,44	2,22	1,46	1,24	1,98

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
48	Café moído	6,49	7,03	6,28	7,11	5,97	4,94	6,33	4,96	5,19	6,66
49	Cerveja	2,27	2,09	-	2,23	2,17	2,52	2,46	2,00	1,86	2,27
50	Ervilha em lata	4,44	-	-	4,43	4,61	3,52	3,68	4,94	5,56	-
51	Sardinha em lata	7,99	10,28	7,71	9,17	9,93	8,60	9,54	9,82	9,76	10,76
52	Azeitona	-	-	19,94	-	9,19	5,48	7,31	9,63	-	13,06
53	Massa de tomate	-	-	2,86	4,36	5,65	2,92	3,83	3,20	5,32	4,80
54	Alho	8,58	4,02	8,76	-	4,85	4,98	8,15	8,50	-	5,53
55	Sal refinado	0,35	0,34	0,33	0,34	0,34	0,39	0,39	0,36	0,49	0,52
56	Maionese	5,75	6,40	-	7,16	6,49	6,36	5,93	6,64	7,14	5,50
57	Aluguel residencial	265,02	211,32	190,60	205,45	234,51	366,50	341,64	254,02	302,02	207,37
58	Condomínio	121,18	96,69	115,53	78,55	86,64	132,49	157,43	118,93	69,23	131,37
59	Taxa de água e esgoto	35,62	14,95	27,47	13,36	24,65	51,86	31,82	24,32	24,16	45,24
60	Ferragens	3,48	3,36	5,70	1,83	2,27	2,47	6,04	1,70	2,34	2,51
61	Água sanitária	0,93	0,97	0,78	1,04	-	1,12	1,26	1,00	-	1,34
62	Detergente	0,67	0,62	0,61	0,77	0,63	0,68	0,61	0,59	0,70	0,91
63	Sabão em pó	2,71	2,11	2,48	2,73	3,69	3,39	3,57	4,07	4,67	4,01

(continua)

(continuação)		Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
64	Desinfetante	1,22	1,64	0,97	1,53	-	1,55	1,52	-	1,50	1,50	1,30
65	Gás de bujão	14,27	14,61	15,20	14,63	16,56	-	16,97	16,45	16,78	18,30	16,90
66	Energia elétrica residencial	52,95	30,59	23,65	38,65	40,68	41,18	48,38	39,77	42,92	36,43	46,21
67	Móveis para sala	550,74	318,80	388,30	538,66	354,68	417,47	453,79	268,94	374,47	525,19	354,22
68	Móveis para quarto	245,34	264,80	183,36	259,73	252,25	403,66	459,06	332,57	280,72	300,19	331,82
69	Colchão	167,59	153,70	148,67	167,66	127,12	174,00	238,01	153,20	184,52	129,90	146,69
70	Roupa de cama	14,69	24,43	12,60	15,45	28,52	33,74	31,55	42,53	57,82	23,94	23,09
71	Roupa de banho	7,08	8,32	6,46	6,85	7,48	7,81	7,46	8,38	10,22	7,84	7,17
72	Refrigerador	955,92	839,96	849,40	668,54	820,78	622,28	900,58	801,91	811,07	829,67	781,93
73	Máquina de lavar roupa	551,14	-	581,13	570,74	818,15	710,13	744,77	650,14	568,87	668,55	551,74
74	Ventilador	47,00	52,10	58,21	49,06	45,19	57,34	-	-	40,54	-	58,03
75	Fogão	370,39	393,23	392,97	530,00	407,79	392,22	394,63	393,05	382,36	400,29	373,02
76	Freezer	791,68	862,37	-	843,41	-	807,96	795,61	735,01	778,90	715,06	788,50
77	Televisor	662,48	574,87	609,27	647,51	618,41	607,12	624,32	604,60	605,19	644,36	639,27
78	Aparelho de som	479,49	542,57	709,68	673,45	584,93	447,51	554,00	499,24	565,30	517,36	579,79
79	Videocassete	-	312,58	345,73	375,46	327,05	337,84	353,01	330,77	312,85	320,51	347,73

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
80	35,02	35,89	34,82	36,09	39,38	40,71	34,90	42,73	39,83	44,03	48,46
81	28,84	30,67	26,06	24,34	30,69	31,82	28,81	33,66	29,58	32,66	35,44
82	29,98	29,51	32,76	33,92	37,19	30,61	30,60	37,83	33,89	42,14	46,32
83	20,14	21,39	22,65	21,48	25,95	25,75	23,09	30,03	26,24	27,56	23,08
84	21,09	22,84	25,68	26,98	38,90	26,20	30,64	34,26	29,27	35,13	40,33
85	17,91	17,84	19,49	16,99	19,24	16,58	17,58	16,85	18,30	23,97	23,99
86	55,41	68,46	59,44	53,40	64,09	48,27	60,40	65,86	73,38	71,17	55,31
87	33,16	38,55	38,27	31,90	36,12	30,46	35,66	41,94	44,87	48,48	40,22
88	24,05	23,99	24,57	28,34	28,51	22,22	-	24,87	-	29,23	30,91
89	28,83	32,31	27,45	27,75	32,12	27,23	29,75	29,26	33,81	36,42	37,37
90	53,24	68,84	53,86	46,64	67,62	40,47	31,73	48,71	55,54	79,61	63,11
91	90,79	121,40	96,35	100,48	149,73	120,47	130,87	140,10	164,77	163,75	138,20
92	123,14	122,75	134,91	137,67	124,65	143,87	109,07	152,95	149,97	146,90	157,31
93	7,51	9,67	8,91	9,38	8,96	9,84	8,40	9,31	9,11	11,96	11,09
94	0,73	0,90	0,84	0,96	0,97	1,02	1,37	1,17	0,84	1,41	0,97
95	13.642,91	13.751,45	14.024,66	13.538,71	13.539,26	13.203,28	14.103,06	14.267,47	13.842,66	14.024,95	13.652,61

(continua)



(continuação)	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
96	Acessórios e peças	45,49	61,30	55,28	48,59	66,70	82,93	53,18	47,41	54,82	52,74
97	Pneu e câmara-de-ar	-	82,32	88,44	-	-	-	78,98	-	76,63	-
98	Conserto de automóvel	27,52	19,93	25,77	33,44	38,35	38,27	35,94	34,31	29,53	22,02
99	Automóvel usado	10.939,96	13.218,13	13.140,02	11.646,59	12.529,37	13.403,21	12.946,72	14.336,55	12.938,10	12.899,41
100	Motocicleta	-	-	6.493,25	6.816,83	6.596,06	6.628,49	6.594,88	6.389,69	6.748,05	6.456,17
101	Gasolina	1,59	1,51	1,50	1,36	1,38	1,46	1,38	1,44	1,50	1,39
102	Alcool	1,02	0,96	0,79	0,92	0,72	0,69	0,63	0,84	0,97	0,67
103	Antiinfecçoso/antibiótico	11,41	12,54	12,95	17,78	17,28	18,90	14,87	10,92	11,74	18,09
104	Analgésico/antitérmico	0,97	1,86	1,93	1,68	1,78	2,12	1,48	1,72	1,72	2,38
105	Antimicótico/parasitícida	4,59	5,69	6,48	10,47	6,61	6,73	5,62	7,35	7,79	4,97
106	Gastroprotetor	4,48	3,23	6,36	6,61	5,22	4,86	4,18	4,64	8,38	9,90
107	Vitamina e fortificante	6,09	7,41	7,22	7,30	7,48	9,76	7,24	7,11	7,67	11,21
108	Hipotensor/hipocolesterínico	12,30	19,61	10,55	9,01	8,68	15,87	9,73	9,20	9,64	13,19
109	Lente de grau	41,93	41,29	38,08	28,75	32,45	40,38	34,91	36,69	27,57	43,49
110	Médico	62,19	75,87	72,67	61,91	74,46	70,76	81,64	71,40	81,70	88,61
111	Dentista	52,92	37,29	44,93	43,09	63,71	53,95	64,43	63,31	49,23	48,32

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
112	3,03	2,62	3,06	3,40	3,75	3,41	3,42	4,11	3,45	3,41	2,75
113	1,34	0,96	0,89	0,96	1,53	1,33	1,67	-	-	1,18	-
114	1,60	1,55	1,90	1,72	-	1,84	2,02	-	2,16	2,00	-
115	0,55	0,58	0,54	0,59	0,58	0,60	0,62	0,58	0,63	0,61	0,58
116	1,95	2,63	2,10	2,67	2,40	2,15	2,30	2,67	2,50	2,25	1,90
117	15,61	20,08	19,48	40,75	106,17	116,70	-	97,38	73,32	54,93	20,61
118	4,38	5,25	4,29	4,97	6,61	7,23	8,83	7,35	6,54	7,66	6,32
119	7,09	8,53	9,71	11,66	10,10	13,14	14,31	11,18	12,65	14,69	9,90
120	6,95	8,55	4,15	4,75	6,47	6,45	6,52	4,13	5,09	8,38	5,01
121	32,22	29,47	60,01	45,10	53,98	36,74	86,22	42,38	28,55	43,02	35,86
122	19,62	19,68	20,69	19,44	19,75	19,44	18,20	20,36	21,04	18,71	18,76
123	191,59	190,58	-	201,84	172,32	173,49	174,41	159,44	150,59	190,32	157,17
124	71,62	37,80	29,05	50,47	31,18	43,38	46,47	42,87	43,96	46,19	54,11
125	81,36	128,88	54,20	135,66	78,61	195,20	129,44	78,36	105,85	112,90	60,46
126	1,33	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56	1,56
127	182,87	160,38	146,53	215,25	268,57	209,49	353,71	268,36	243,36	312,85	245,46

(continua)

(continuação)

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia	
128	Cursos diversos	62,77	69,15	-	63,09	56,21	89,65	78,61	83,58	70,50	81,99	67,79
129	Livro didático	-	47,26	26,81	24,15	38,52	36,34	-	-	-	33,74	37,49
130	Jornal diário	1,40	1,77	1,03	-	1,08	1,12	1,46	0,77	1,25	0,86	-
131	Caderno	0,79	0,92	1,38	1,95	1,50	2,19	1,54	1,78	1,54	1,85	1,66
132	Artigo de papelaria	0,42	0,66	1,17	0,38	0,36	1,14	1,00	0,95	0,62	0,89	0,89
133	Telefone fixo	65,81	76,90	71,55	79,31	65,02	55,09	66,84	57,86	64,16	53,09	72,58

TABELA 2  
**PESOS POR GRUPOS — 1996**

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
Alimentação	0,278	0,303	0,284	0,282	0,228	0,239	0,221	0,214	0,232	0,216	0,187
Habitação	0,226	0,177	0,198	0,156	0,202	0,261	0,265	0,213	0,212	0,250	0,266
Artigos de residência	0,023	0,030	0,032	0,025	0,025	0,028	0,021	0,033	0,027	0,021	0,025
Vestuário	0,128	0,124	0,123	0,132	0,137	0,092	0,103	0,154	0,159	0,124	0,142
Transporte e comunicação	0,201	0,222	0,182	0,243	0,215	0,202	0,195	0,208	0,200	0,285	0,249
Saúde	0,083	0,067	0,104	0,088	0,091	0,094	0,110	0,088	0,074	0,079	0,100
Despesas pessoais	0,061	0,078	0,076	0,073	0,101	0,083	0,085	0,090	0,097	0,024	0,030
Total	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Fonte: IBGE, POF de 1996.

### 3.2 Método EKS

O primeiro passo para a construção do índice de preços multilateral pelo método EKS consiste na aplicação do índice de preços translog de Törnqvist, dado pela equação (5), para o cálculo dos índices de preços bilaterais entre as RMs. A Tabela 3 descreve a matriz 11x11 de índices de custo de vida bilaterais, tendo cada um deles uma das 11 RMs como base, para os preços de 1999<sup>12</sup> e os pesos de 1996. O problema de se trabalhar com índices bilaterais, utilizando, por exemplo, a primeira coluna da Tabela 3, que tem Belém como base, é que esse procedimento não permite comparar São Paulo com Recife sem que se passe necessariamente por Belém. Isso gera distorções, uma vez que o índice bilateral não é transitivo. Além disso, uma alteração da região-base leva a uma alteração no valor de todos os índices.

Como pode ser visto na Tabela 3, quando Belém é a base (coluna 1), São Paulo e Curitiba foram, em média, respectivamente 17% e 4% mais caras do que Belém. Por outro lado, quando se toma São Paulo como base (coluna 7), observa-se que tanto Belém como Curitiba aparecem 19% e 14%, respectivamente, mais baratas que São Paulo. Essas diferenças surgem porque os índices bilaterais variam de acordo com a cidade-base, não possuindo a propriedade da transitividade.

Para resolver esse problema, Caves, Christensen e Diewert (1982a) transformam o índice de preços bilateral em um índice de preços multilateral. A idéia aqui é a mesma do método de comparação multilateral EKS, desenvolvido por Dreschler (1973) e descrito na seção anterior. Construída a matriz 11x11 de índices de preços bilaterais, o próximo passo consiste em modificar a definição de comparação entre preços, de modo que resultados transitivos sejam obtidos. Define-se, então, o custo de vida da região metropolitana  $k$ , relativa ao custo de vida de todas as outras  $n$  RMs, como a média geométrica dos índices bilaterais entre  $k$  e cada uma das outras RMs. Aplicando a equação (5) para cada coluna da Tabela 3, chega-se aos índices de custo de vida multilaterais.

Tomando, por exemplo, a RM de Belém como base, a construção do índice multilateral pode ser assim descrita: *a*) somam-se os logs dos 10 índices de preços que têm a referida RM como base (primeira coluna da Tabela 2); *b*) divide-se esse total pelo número de regiões que foram comparadas, no caso 10; e *c*) aplica-se o antilogaritmo no resultado obtido no passo anterior, obtendo-se o índice de preço transitivo para Belém. Repetindo o procedimento para as demais dez regiões, obtêm-se 11 índices de preços multilaterais, um para cada RM.

12. Como se verá mais adiante, serão apresentados índices de preços para cada ano, a partir de 1996. A escolha de 1999 para essa análise objetiva permitir a comparação com os índices calculados para esse mesmo ano em Azzoni, Carmo e Menezes (2000) com outro vetor de preços.

TABELA 3  
ÍNDICES DE PREÇOS BILATERAIS — 1999

	Belém	Fortaleza	Recife	Salvador	Belo Horizonte	Rio de Janeiro	São Paulo	Curitiba	Porto Alegre	Brasília	Goiânia
Belém	1,000	0,987	0,915	1,012	0,934	1,047	1,194	1,040	1,000	1,266	1,030
Fortaleza	1,013	1,000	0,921	1,016	0,941	1,084	1,216	1,066	1,001	1,318	1,064
Recife	1,093	1,086	1,000	1,097	0,987	1,154	1,337	1,142	1,082	1,334	1,057
Salvador	0,988	0,985	0,912	1,000	0,917	1,047	1,205	1,040	0,987	1,277	1,026
Belo Horizonte	1,071	1,062	1,013	1,091	1,000	1,128	1,305	1,113	1,052	1,308	1,041
Rio de Janeiro	0,955	0,922	0,867	0,955	0,886	1,000	1,146	0,990	0,946	1,169	0,930
São Paulo	0,838	0,822	0,748	0,830	0,766	0,873	1,000	0,870	0,837	1,105	0,863
Curitiba	0,962	0,938	0,876	0,961	0,898	1,010	1,149	1,000	0,954	1,230	0,989
Porto Alegre	1,000	0,999	0,924	1,013	0,951	1,057	1,195	1,048	1,000	1,301	1,042
Brasília	0,790	0,759	0,750	0,783	0,764	0,855	0,905	0,813	0,769	1,000	0,816
Goiânia	0,971	0,940	0,946	0,974	0,960	1,075	1,159	1,011	0,960	1,225	1,000

Obs.: Na composição do índice bilateral, as regiões que estão na linha horizontal correspondem ao numerador do índice de Törnqvist, ou seja, são as regiões-base, e as regiões localizadas na vertical estão no denominador.

### 3.3 Método CPD

O índice de preços multilateral calculado a partir do método CPD corresponde ao exponencial do estimador dos coeficientes das *dummies* regionais. Admitindo São Paulo como base, estimou-se a equação (6) por MQP, onde a matriz dos pesos consiste nas estruturas de ponderações da POE. Os coeficientes estimados, os índices tendo São Paulo e Brasil como base e o índice de custo de vida multilateral construído para o ano de 1999 encontram-se na Tabela 4 e na primeira e segunda colunas da Tabela 5. Como se pode ver, a maioria das *dummies* regionais é significativa a 5% ou 10% e com sinal negativo, com exceção de Brasília, cujo coeficiente não é significativamente diferente de zero. Quando São Paulo é tomada como base, as *dummies* das demais regiões apresentam-se com sinais negativos, mostrando que São Paulo é uma das cidades mais caras. O coeficiente positivo não-significativo da *dummy* de Brasília mostra que essa cidade apresenta custo de vida similar ao de São Paulo.

TABELA 4  
**ESTIMAÇÃO DO ÍNDICE MULTILATERAL A PARTIR DO MÉTODO CPD — 1999**  
 [para 59 itens]

RMs	Coeficientes das <i>dummies</i> regionais	Índice tendo São Paulo como base	Índice tendo o Brasil como base
Belém	-0,160* (0,082)	0,852	0,975
Fortaleza	-0,185** (0,094)	0,831	0,951
Recife	-0,244** (0,086)	0,784	0,897
Salvador	-0,174** (0,088)	0,841	0,962
Belo Horizonte	-0,197** (0,075)	0,822	0,940
Rio de Janeiro	-0,114* (0,071)	0,893	1,021
Curitiba	-0,168** (0,068)	1,000	1,144
Porto Alegre	-0,144** (0,075)	0,845	0,967
Brasília	0,017 (0,090)	0,866	0,991

(continua)

(continuação)

RMs	Coefficientes das <i>dummies</i> regionais	Índice tendo São Paulo como base	Índice tendo o Brasil como base
Goiânia	-0,147* (0,074)	1,017	1,164
São Paulo	-	1,000	0,988
Brasil	-	0,875	1,000
<i>Dummies</i> por produto	Sim	-	-
Número de observações	748	-	-

\* Significativo a 10%.

\*\* Significativo a 5%.

TABELA 5

**COMPARAÇÃO DOS ÍNDICES DE CUSTO DE VIDA ENTRE AS RMS BRASILEIRAS — 1999**

(para 59 produtos e serviços apenas)

RMs	CPD (A)	EKS (B)	EKS <sup>a</sup> (C)	(A)/(B) = (D) %	(A)/(C) = (E) %	(B)/(C) = (F) %
Brasília	1,163	1,251	1,114	-7,0	4,4	12,3
São Paulo	1,143	1,176	1,203	-2,7	-5,0	-2,3
Rio de Janeiro	1,021	1,029	1,141	-0,8	-10,5	-9,8
Porto Alegre	0,990	0,954	1,007	3,7	-1,7	-5,3
Belém	0,987	0,964	0,886	2,4	11,4	8,7
Goiânia	0,981	0,982	0,969	-0,1	1,2	1,3
Curitiba	0,967	1,008	0,981	-4,1	-1,4	2,8
Salvador	0,961	0,968	0,933	-0,7	3,0	3,8
Belo Horizonte	0,951	0,897	0,893	5,9	6,5	0,5
Fortaleza	0,939	0,945	0,939	-0,6	0,0	0,6
Recife	0,896	0,883	0,980	1,5	-8,5	-9,8

<sup>a</sup> Calculado em Azzoni, Carmo e Meneses (2000).

As propriedades de transitividade e invariância à mudança de base podem ser facilmente testadas. Dividindo-se o índice de Belém por Fortaleza na segunda e na terceira coluna da Tabela 4, encontra-se que Belém é 2,5% mais cara que Fortaleza em ambas as bases, ou seja, independentemente da base escolhida, a proporção de custo de vida entre as duas cidades é mantida.



### 3.4 Comparação dos índices calculados

A comparação entre os índices calculados pelos dois métodos tem o objetivo de verificar as vantagens e desvantagens do método CPD em relação ao EKS. Essa comparação será feita com índices calculados a partir de cesta limitada de 59 produtos e apenas para o ano de 1999, reproduzindo a situação estudada em Azzoni, Carmo e Menezes (2000). Mais adiante será apresentado um índice mais abrangente, calculado pelo método CPD, a partir de uma lista de 133 produtos e serviços, para o período 1996-2002.

A Tabela 5 descreve três índices multilaterais de custo de vida entre as 11 RMs para o ano de 1999, possibilitando a comparação com resultados calculados anteriormente. Nas colunas (A) e (B) encontram-se os valores para os índices estimados pelos métodos CPD e EKS, respectivamente. Para efeitos de comparação, na coluna (C) encontram-se os resultados apresentados em Azzoni, Carmo e Menezes (2000), obtidos com a utilização do vetor de preços básicos de produtos não-alimentares e serviços de 1990, sendo esses preços atualizados até 1999 pelo IPCA mensal de cada cidade. Como o ano de referência (1990) foi marcado por forte congelamento de preços, é provável que inúmeros problemas de preços relativos estejam associados ao vetor original, causando assim distorções no índice comparativo entre as cidades.

A comparação dos resultados utilizando os dois vetores de preços encontra-se na coluna (F). As principais diferenças nos índices ocorrem em Brasília, Belém, Rio de Janeiro e Recife. As duas primeiras, na primeira estimativa, ficavam 12,3% e 8,7%, respectivamente, mais baratas do que com os novos preços. Por outro lado, Rio de Janeiro e Recife aparecem, ambas, 9,8% mais caras em relação aos preços de 1999. Para as demais cidades, as diferenças identificadas não são de grande relevância. Admitindo que a utilização do vetor básico de preços de 1990 é desaconselhável, por incorporar relações de preços de bens e serviços diferentes das que se esperariam em condições normais de funcionamento das economias locais, os valores da coluna (B) devem ser considerados em lugar dos anteriormente publicados.

A coluna (D) descreve a comparação entre os índices CPD e EKS, colunas (A) e (B) respectivamente. A maior distância entre os dois índices de custo de vida ocorre para Brasília, apenas 7%, enquanto a menor distância entre eles ocorre em Goiânia, com uma variação pouco relevante — 0,1%. Como se pode observar, os resultados são recorrentemente muito próximos, mostrando que as duas metodologias se equivalem em termos práticos. A vantagem do procedimento EKS é que ele possui uma sólida fundamentação microeconômica, sendo derivado do processo de maximização de utilidade do consumidor. Entretanto, para ser calculado são necessárias cestas homogêneas de bens e serviços entre as cidades, reduzindo, assim, o número de produtos comparáveis e fazendo aumentar a variância do índice.<sup>13</sup> O método de cálculo

---

13. O desvio-padrão dos índices calculados em 1999 é de 0,08 pelo modelo CPD e de 0,11 pelo modelo EKS.

CPD, inferior quanto à fundamentação microeconômica, é empiricamente superior. Em primeiro lugar, porque, com base em regressões, permite analisar a qualidade econométrica dos parâmetros, o que não é possível no outro método. Em segundo, tem a grande vantagem de permitir que se estimem os preços que estão faltando nas cestas, empregando, para tanto, todas as informações disponíveis. Essa última qualidade é especialmente importante nas comparações entre diferentes regiões, onde são freqüentes os conjuntos de bens e serviços diferirem em larga medida, fazendo com que as informações de preços sejam incompletas.

#### 4 ÍNDICES CALCULADOS PELO MÉTODO CPD, PARA 133 PRODUTOS E SERVIÇOS

Nesta seção, apresentam-se os índices calculados pelo método CPD para os anos 1996 a 2002, para a lista ampliada de produtos e serviços, envolvendo um total de 133 itens (ver Tabela 1). No Gráfico 1, são mostrados os resultados referentes ao ano de 2002 para o índice geral. Observando-se o gráfico, notam-se seis RMs acima da média nacional e cinco abaixo da média. Na ordem, Brasília, São Paulo e Rio de Janeiro são as mais caras, com índices de custo de vida 13,6%, 13% e 7,4%, respectivamente, acima da média. Em posição próxima da média encontram-se Goiânia (+3%), Curitiba (+2%), Porto Alegre (+1,5%) e Belo Horizonte, esta já abaixo da média (-3,2%). No ano em análise, a RM mais barata foi Recife, com um nível de custo de vida -11,2% abaixo da média, seguida de perto por Fortaleza, com -11,1%. Salvador e Belém vêm em seguida, com -7,8% e -7,2%, respectivamente. Fazendo uma comparação com o nível de renda das respectivas RMs, percebe-se que as mais baratas também são as regiões mais pobres: Norte e Nordeste. Como esperado, a RM mais rica, São Paulo, é também das mais caras. Nas Tabelas 6 a 12 são apresentados os resultados, tanto para o índice geral, como para cada um dos sete grupos que compõem as cestas regionais

GRÁFICO 1  
NÍVEIS DE CUSTO DE VIDA — 2002

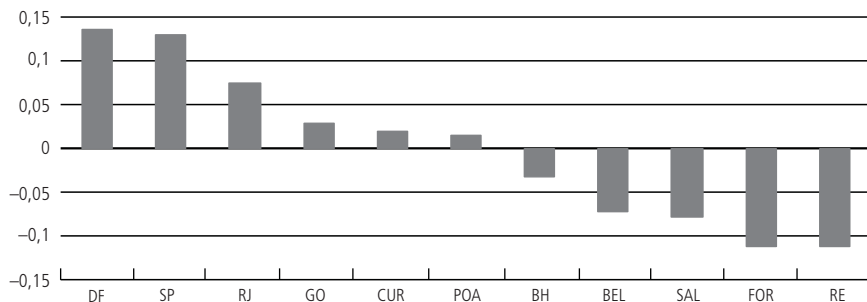


TABELA 6  
ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 1996

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,956	1,000	1,078	0,941	0,850	0,894	0,945	0,801
Fortaleza	0,916	0,961	0,830	1,027	1,002	1,005	0,883	0,734
Recife	0,917	1,007	0,861	1,005	0,957	0,977	0,902	0,665
Salvador	0,956	0,985	0,842	0,923	1,033	0,991	0,978	0,996
Belo Horizonte	0,981	0,953	0,895	1,073	1,004	1,031	1,074	1,018
Rio de Janeiro	1,020	1,024	1,046	0,948	0,974	1,137	1,041	1,000
São Paulo	1,142	1,057	1,213	0,892	1,095	1,024	1,160	1,556
Curitiba	0,997	0,991	0,941	1,014	1,017	1,058	1,036	1,003
Porto Alegre	0,979	0,962	0,975	0,940	1,002	0,928	1,012	0,967
Brasília	1,129	1,056	1,271	1,146	1,108	0,899	1,070	1,227
Goiânia	1,007	1,003	1,047	1,091	0,957	1,057	0,899	1,030

TABELA 7  
ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 1997

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,931	0,966	1,055	0,899	0,835	0,873	0,917	0,783
Fortaleza	0,899	0,933	0,823	1,012	0,979	1,003	0,887	0,713
Recife	0,906	0,993	0,842	0,974	0,983	0,990	0,863	0,635
Salvador	0,942	0,949	0,830	0,911	1,049	0,959	0,981	0,966
Belo Horizonte	0,987	0,956	0,900	1,083	1,010	1,055	1,081	1,006
Rio de Janeiro	1,040	1,063	1,086	0,925	0,973	1,148	1,071	0,988
São Paulo	1,158	1,082	1,256	0,905	1,091	1,023	1,160	1,538
Curitiba	1,017	1,005	0,945	1,057	1,018	1,068	1,038	1,175
Porto Alegre	0,988	0,983	0,975	0,971	0,997	0,932	1,046	0,975
Brasília	1,122	1,052	1,246	1,134	1,111	0,894	1,081	1,196
Goiânia	1,008	1,018	1,041	1,129	0,955	1,054	0,877	1,024

TABELA 8  
ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 1998

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,930	0,974	1,041	0,874	0,849	0,865	0,929	0,772
Fortaleza	0,908	0,950	0,816	1,015	0,999	1,014	0,878	0,730
Recife	0,907	1,018	0,836	0,946	0,970	0,986	0,848	0,658
Salvador	0,941	0,952	0,844	0,909	1,028	0,957	0,984	0,949
Belo Horizonte	0,996	0,954	0,926	1,062	1,027	1,051	1,056	1,039
Rio de Janeiro	1,048	1,033	1,107	0,922	1,006	1,141	1,077	0,986
São Paulo	1,152	1,069	1,231	0,902	1,080	1,023	1,174	1,631
Curitiba	0,999	0,993	0,943	1,047	1,002	1,080	1,033	1,030
Porto Alegre	0,988	0,968	0,976	1,000	0,997	0,934	1,041	0,987
Brasília	1,126	1,065	1,246	1,162	1,101	0,892	1,094	1,221
Goiânia	1,004	1,023	1,033	1,161	0,942	1,058	0,887	0,997

TABELA 9  
ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 1999

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,923	0,959	1,025	0,869	0,871	0,871	0,910	0,748
Fortaleza	0,901	0,940	0,809	0,980	1,009	1,025	0,885	0,704
Recife	0,902	1,012	0,817	0,971	0,962	0,961	0,860	0,677
Salvador	0,932	0,955	0,830	0,921	1,017	0,931	1,010	0,906
Belo Horizonte	0,990	0,959	0,932	1,030	0,995	1,062	1,044	1,053
Rio de Janeiro	1,058	1,042	1,144	0,929	0,997	1,140	1,088	0,984
São Paulo	1,150	1,085	1,240	0,888	1,078	1,012	1,159	1,537
Curitiba	1,008	1,005	0,952	1,055	1,002	1,081	1,022	1,084
Porto Alegre	0,997	0,980	0,983	1,009	0,999	0,935	1,035	1,040
Brasília	1,133	1,051	1,252	1,187	1,118	0,900	1,087	1,255
Goiânia	1,005	1,012	1,016	1,162	0,951	1,082	0,899	1,013

**TABELA 10**  
**ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 2000**

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,928	0,970	1,047	0,871	0,844	0,838	0,921	0,783
Fortaleza	0,903	0,944	0,819	0,984	0,988	0,987	0,896	0,737
Recife	0,895	1,008	0,811	0,934	0,960	0,949	0,872	0,663
Salvador	0,921	0,949	0,829	0,904	0,980	0,927	1,014	0,905
Belo Horizonte	0,990	0,951	0,918	1,054	1,024	1,056	1,023	1,050
Rio de Janeiro	1,067	1,023	1,167	0,932	1,037	1,135	1,082	0,955
São Paulo	1,142	1,083	1,234	0,910	1,076	1,010	1,150	1,449
Curitiba	1,022	1,006	0,951	1,069	1,036	1,083	1,029	1,144
Porto Alegre	0,994	0,978	0,977	1,008	1,007	0,954	1,011	1,036
Brasília	1,135	1,078	1,243	1,171	1,102	0,959	1,095	1,254
Goiânia	1,003	1,010	1,005	1,163	0,947	1,103	0,908	1,024

**TABELA 11**  
**ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 2001**

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,933	0,932	1,069	0,877	0,883	0,866	0,910	0,791
Fortaleza	0,896	0,941	0,809	0,979	0,972	0,956	0,908	0,735
Recife	0,884	0,987	0,804	0,931	0,948	0,948	0,862	0,652
Salvador	0,931	0,964	0,829	0,889	1,007	0,925	1,027	0,905
Belo Horizonte	0,977	0,953	0,910	1,036	0,991	1,038	1,019	1,044
Rio de Janeiro	1,071	1,040	1,179	0,924	1,021	1,152	1,080	0,962
São Paulo	1,141	1,076	1,218	0,912	1,095	1,017	1,142	1,429
Curitiba	1,024	1,010	0,957	1,049	1,036	1,074	1,029	1,146
Porto Alegre	1,002	0,994	0,979	1,038	1,014	0,948	1,013	1,034
Brasília	1,126	1,082	1,242	1,188	1,065	0,949	1,104	1,258
Goiânia	1,015	1,020	1,004	1,177	0,968	1,129	0,907	1,044

TABELA 12  
**ÍNDICE GERAL E POR GRUPO — 2002**

RMs	Geral	Alimentação	Habitação	Vestuário	Transporte e comunicações	Saúde	Despesas pessoais	Educação
Belém	0,928	0,934	1,057	0,863	0,877	0,861	0,925	0,778
Fortaleza	0,889	0,925	0,809	0,972	0,962	0,947	0,919	0,720
Recife	0,888	0,984	0,804	0,952	0,950	0,934	0,871	0,676
Salvador	0,922	0,940	0,833	0,877	0,995	0,907	1,034	0,893
Belo Horizonte	0,968	0,946	0,893	1,033	0,982	1,029	1,005	1,051
Rio de Janeiro	1,074	1,035	1,197	0,930	1,027	1,144	1,066	0,954
São Paulo	1,130	1,073	1,216	0,889	1,062	1,053	1,137	1,421
Curitiba	1,020	1,015	0,947	1,021	1,038	1,083	1,029	1,124
Porto Alegre	1,015	1,036	0,968	1,059	1,035	0,963	0,997	1,046
Brasília	1,136	1,059	1,247	1,219	1,105	0,937	1,103	1,281
Goiânia	1,030	1,053	1,030	1,187	0,966	1,141	0,915	1,055

Os Gráficos 2A e 2B relacionam a posição de cada região em relação à média do índice de custo de vida geral com a mesma posição para cada grupo específico. Em todos os grupos é possível encontrar uma correlação positiva com o nível geral de custo de vida. Essa relação é menos acentuada nos grupos vestuário e saúde.

GRÁFICO 2A  
**ÍNDICE POR GRUPO *VERSUS* ÍNDICE GERAL — 2001**

[Índice geral no eixo horizontal e índice por grupo no eixo vertical]

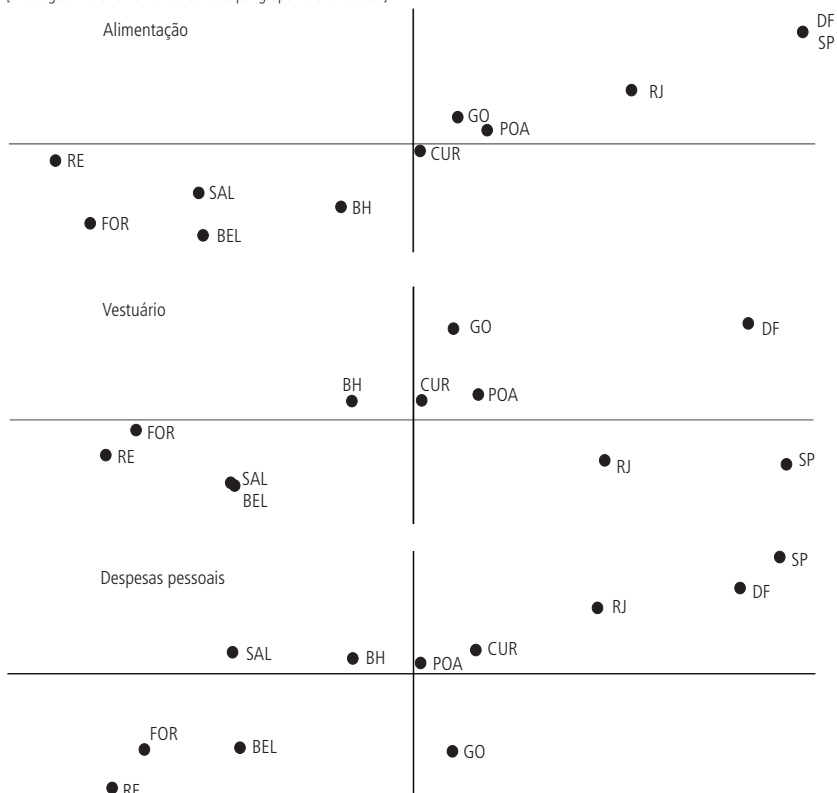
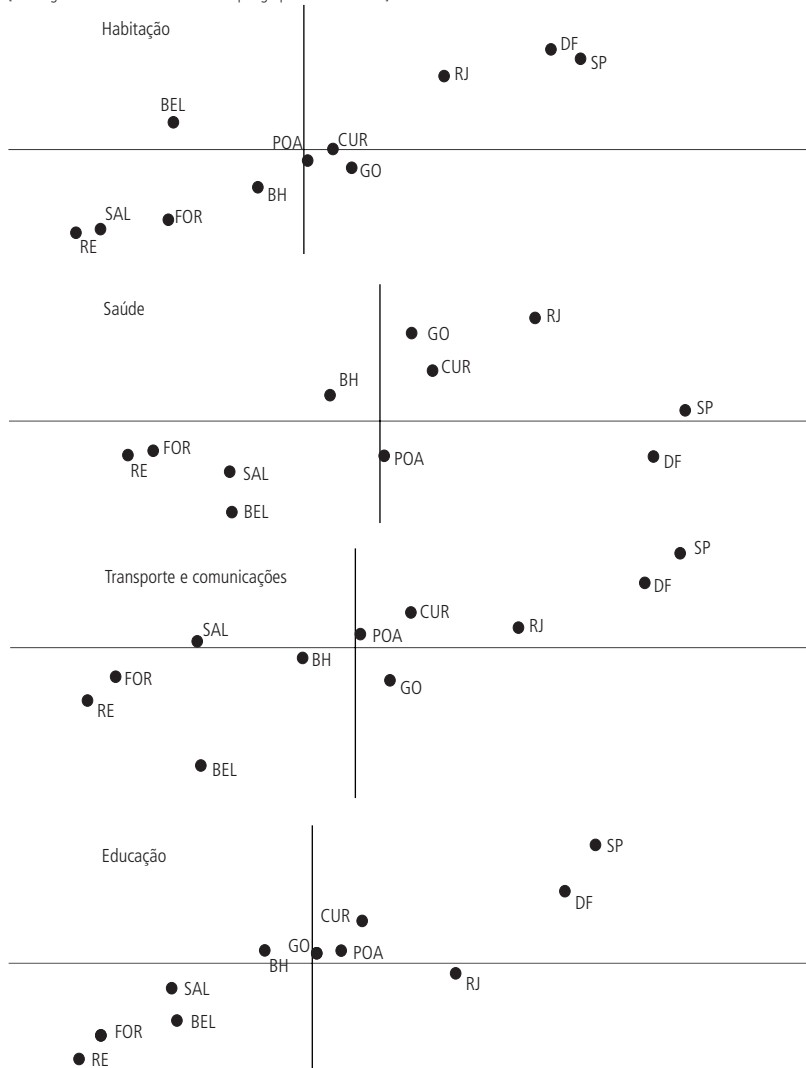


GRÁFICO 2B  
**ÍNDICE POR GRUPO *VERSUS* ÍNDICE GERAL — 2001**

[Índice geral no eixo horizontal e índice por grupo no eixo vertical]





## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste trabalho foram apresentados dois procedimentos para a construção de índices de paridade de poder de compra inter-regional. Um índice multilateral foi derivado a partir de uma função de agregação neoclássica. Esse índice atende às propriedades normalmente requeridas para um índice multilateral,<sup>14</sup> além de estar de acordo com a teoria microeconômica dos números-índices. O segundo método é desenvolvido a partir de uma abordagem econométrica e possui a propriedade de estimar preços onde não existem informações disponíveis. Aplicando-se ambas as metodologias aos dados de 11 RMs, foi possível obter índices de custo de vida que permitem realizar comparações de preços entre várias regiões simultaneamente, sem que se precise ter alguma delas por base. Após a comparação de ambos os métodos, optou-se por aplicar a técnica CPD para cálculo da paridade de poder de compra entre as RMs brasileiras.

A análise dos resultados mostra um grande diferencial de custo de vida entre as RMs: em 2002, morar em Brasília era 24,8% mais caro do que morar no Recife. É fácil perceber também uma forte correlação positiva entre renda e custo de vida: as cidades mais caras são em geral as mais ricas, enquanto as mais baratas encontram-se nas regiões mais pobres. Existem, por outro lado, diferenças na qualidade dos bens e serviços entre as regiões com diferentes níveis de renda que podem atingir alguns itens mais do que outros: nas áreas de habitação e transporte, por exemplo, a sua ocorrência é menos provável; já em serviços em geral, a probabilidade é maior.<sup>15</sup>

Os resultados encontrados sugerem a existência de grandes disparidades de preços relativos entre as cidades brasileiras. Esses resultados já eram esperados, em virtude do tamanho do território nacional e da sua diversidade de cultura e de renda. Negligenciar tal diferencial de custo de vida quando se trabalha com dados regionais e/ou estaduais é, no mínimo, questionável, pois poderia levar a superestimações ou subestimações de variáveis obtidas por deflacionamento, principalmente a renda real.

### ABSTRACT

This paper presents two alternatives for the construction of cost-of-living indexes so as to compare prices simultaneously across different regions. Both methodologies are applied to eleven Brazilian metropolitan areas, and their results are compared, thus allowing for the selection of the most convenient

14. Essas propriedades são: *reversibilidade de região*: para quaisquer duas regiões A e B, a paridade de preço  $p_{A/B}$  da região A com relação à região B deve satisfazer à condição  $p_{A/B} = 1/p_{B/A}$ ; *transitividade (ou circularidade)*: para três regiões quaisquer A, B e C,  $p_{A/B} = p_{A/C}/p_{B/C}$ . Essa condição garante a existência de um conjunto consistente de apenas  $N - 1$  paridades de preços independentes para  $n$  regiões.

15. Agradecemos a Rodolfo Hoffmann por levantar esse importante ponto.

methodology to be utilized in future studies. Besides developing a theoretical discussion, the paper presents and compares two estimates of inter-regional cost of living indexes for those areas in the period 1996-2002.

## BIBLIOGRAFIA

- ATEN, B. Cities in Brasil: an interarea price comparison. In: HESTON, A., LIPSEY, R. E. (eds.). *International comparisons of income, output, and prices. National Bureau of Economic Research*. Chicago: University of Chicago Press, p. 211-226, 1999.
- ATEN, B., MENEZES, T. *Estimating price levels for low income groups: an application to Brazilian metropolitan areas*. Working Paper on Expert Group Meeting on ICP, 2002. [www.worldbank.org/data/icp](http://www.worldbank.org/data/icp)
- AZZONI, C. Distribuição pessoal de renda nos estados e desigualdade de renda entre estados no Brasil — 1960, 1970, 1980, 1991. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 251-278, ago. 1997.
- . Economic growth and regional income inequalities in Brazil. *Papers in Regional Science*, v. 35, p. 133-152, 2001.
- AZZONI, C., CARMO, H., MENEZES, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 1, p. 165-186, jan./mar. 2000.
- AZZONI, C., MENEZES-FILHO, N., MENEZES, T., SILVEIRA-NETO, R. Geografía y convergencia a renta entre los estados brasileños. In: NAVARRO, T., SALEM, D. (eds.). *Convergencia económica e integración: la experiencia en Europa y América Latina*. Ediciones Pirámide (Grupo Anaya S. A.), 2001.
- AZZONI, C., SERVO, L. M. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, v. 81, n. 2, p. 157-175, Apr. 2002.
- CAVES, D., CHRISTENSEN, L., DIEWERT, W. E. Multilateral comparison of output, input and productivity using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v. 92, p. 73-86, 1982a.
- . The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1.393-1.414, 1982b.
- DEATON, A., MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, v. 70, n. 3, p. 312-326, June 1980.
- DIEWERT, W. E. Functional forms for revenue and factor requirements functions. *International Economic Review*, v. 15, n. 1, p. 119-30, Feb. 1974.
- . Exact and superlative index number. *Journal of Econometrics*, v. 4, p. 115-145, 1976.
- . Superlative index number and consistency in aggregation. *Econometrica*, v. 46, p. 883-900, 1978.
- . Index number. In: EATWELL, J. M., MILGATE, P. N. (eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*, New York: The MacMillian Press, v. 2, p. 767-780, 1988.
- . The economic theory of index numbers: a survey. In: DIEWERT, W. E., NAKAMURA,

- A. O. (eds.). *Essays in index number theory*, v. 1. Elsevier Science Publishers, B.V, 1993.
- . Axiomatic and economic approaches to international comparisons. In: HESTON, A., LIPSEY, R. E. (eds.). *International and comparisons of income, output, and prices*. Chicago: National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, p. 13-87, 1999.
- DRESCHLER, L. Weighting of index numbers in multilateral international comparisons. *Review of Income and Wealth*, v. 19, p. 17-34, 1973.
- FAVA, V. L. *Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil*. São Paulo: IPE-USP, p. 1-203, 1984.
- FERREIRA, A. Distribuição interestadual de renda no Brasil, 1950-1985. *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, n. 4, p. 469-485, out./dez. 1995.
- FERREIRA, A., DINIZ, C. Convergência entre as rendas *per capita* estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, out./dez. 1995.
- FERREIRA, P., ELLERY Jr., R. Convergência entre renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 88-103, 1996.
- FISHER, I. *The making of index numbers*. 2<sup>a</sup> ed. Boston: Houghton-Mifflin, 1965.
- HESTON, A., LIPSEY, R. E. *International and comparisons of income, output, and prices, 1999, 1-530*. Chicago: National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, p. 211-226, 1999.
- HESTON, A., SUMMERS, R. International price and quantity comparison: potentials and pitfalls. *American Economic Review*, v. 86, Iss. 1, p. 20-24, May 1996.
- JORGENSON, D., SLESNICK, D. Indexing government programs for changes in the cost of living. *Journal of Business & Economics Statistics*, v. 17, n. 2, p. 170-181, Apr. 1999.
- KONÜS, A. The problem of the true index of cost of living. *Econometrica*, v. 7, p. 10-20, 1924.
- KOKOSKI, M., MOULTON, B. *Experimental interarea consumer price index: estimation and aggregation*. Bureau of Labor Statistics, Division of Price Index Number Research, Nov. 1996.
- KOKOSKI, M., MOULTON, B., ZIESCHANG, K. Interarea price comparisons for heterogeneous goods and several levels of commodity aggregation. In: HESTON, A., LIPSEY, R. E. (eds.). *International and comparisons of income, output, and prices*. Chicago: National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, p. 123-166, 1999.
- KOO, J., PHILLIPS, K., SIGALLA, F. Measuring regional cost of living. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 18, n. 1, Jan. 2000.
- KRAVIS, B., HESTON, A., SUMMERS, R. *World product and income: international comparisons of real gross product*. Washington: The World Bank, 1982.
- KURRE, J. *Why does it cost more to live in Philadelphia? Estimating a spatial cost of living index from existing data*. Paper presented at the 47<sup>th</sup> North American Meetings of the Regional Science Association International, Chicago, IL, p. 1-27, Nov. 2000.
- MENEZES, T. *Custo de vida regional e convergência de renda per capita entre as regiões metropolitanas brasileiras*. USP, nov. 1999 (Tese de Doutorado Não Publicada).

- MENEZES, T., AZZONI, C. *Convergência de renda real e nominal entre as regiões metropolitanas brasileiras: uma análise de dados de painel*. XXVIII Encontro da Anpec, Campinas, 2000.
- MOULTON, B. Interarea indexes of the cost of shelter using hedonic quality adjustment techniques. *Journal of Econometrics*, v. 68, p. 181-204, 1995.
- RAPER, M. Self-selection bias and cost-of-living estimates. *Journal of Economics Finance*, v. 3, n. 1, p. 64-77, spring 1999.
- ROCHA, S. Caracterização da subpopulação pobre metropolitana nos anos 80 — resultados de uma análise multivariada. *Revista de Economia Brasileira*, v. 44, n. 1, p. 35-52, jan./mar. 1990.
- SAMUELSON, P. A., SWAMY, S. Invariant economic index number and cardinal duality: survey and synthesis. *American Economic Review*, v. 64, p. 566-593, 1974.
- SAVEDOFF, W. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação *versus* dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, dez. 1990.
- SELVANATHAN, E. A., RAO, D. S. P. *Index numbers*. 4<sup>th</sup> ed. University of Michigan Press: Ann Harbor, 1994.
- SUMMERS, R. International comparisons based upon incomplete data. *Review of Income and Wealth*, v. 19, n. 1, p. 1-16, Mar. 1973.
- TAKAYAMA, A. *Analytical methods in economics*. 3<sup>a</sup> ed. Michigan: The University of Michigan Press, 1996.
- THOMAS, V. Spatial differences in cost of living. *Journal of Urban Economics*, v. 8, p. 108-122, 1980.
- . Differences in income, nutrition and poverty within Brazil. *World Bank Staff Paper*, Washington, D.C., 1982.
- TÖRNQVIST, L. The Bank of Finland's consumption price index. *Bank of Finland Monthly Bulletin*, n. 10, p. 1-8, 1936.
- WOJAN, T., MAUNG, A. The debate over state-level inequality: transparent methods, rules of evidence, and empirical power. *Review of Regional Studies*, v. 28, # 1, p. 63-80, summer 1998.
- ZINI Jr., A. A. Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants. *Economia Aplicada*, v. 2, n. 2, 1998.

(Originais recebidos em agosto de 2002. Revistos em janeiro de 2003.)