



**COMPARAÇÕES DA PARIDADE
DO PODER DE COMPRA ENTRE
CIDADES**

Carlos R. Azzoni
Heron E. do Carmo
Tatiane A. de Menezes

TD Nereus 15-2003

São Paulo
2003

Comparações da Paridade do Poder de Compra entre cidades: aspectos metodológicos e aplicação ao caso brasileiro

Carlos R. Azzoni^{*}
Heron E. do Carmo^{**}
Tatiane Menezes^{***}

Resumo

O objetivo do 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 onze regiões metropolitanas brasileiras no período 1996-2001, comparando-se os resultados obtidos.

Abstract

This paper presents two alternatives for the construction of indexes for the comparison of prices among different regions simultaneously. Both methodologies are applied to 11 Brazilian metropolitan regions, allowing for a comparative analysis. Besides presenting a theoretical discussion, the paper presents and compares two estimates of inter-regional cost of living indexes for those regions in the period 1996-2001.

Palavras-chave: Custo de vida urbano; índices de preços; desigualdade regional

Classificação JEL: C43; C81; R29

^{*} Professor de Economia, FEA/USP, cazzoni@usp.br ; ^{**} Professor de Economia, FEA/USP, hcecarmo@usp.br; ^{***}Doutora em Economia, FEA/USP, menezess@usp.br

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 entre as 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 (1998), Azzoni et all (2001), 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) e Azzoni e Servo (2002), e 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 o custo de vida entre cidades de um mesmo país é reconhecida nos trabalhos de Wojan e Maung (1998), Raper (1999), Koo, Phillips e Sigalla (2000) e Kurre (2000), entre outros. Savedoff 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...” (pág. 537-538).

Alguns poucos esforços para construir medidas de custo de vida regional para o Brasil foram feitos. Thomas (1980 e 1982) aplicou um 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 custo de vida do que o índice Laspeyres utilizado por Thomas, o índice aplicado não é invariante à mudança de base. Assim, o índice calculado para uma dada cidade depende de qual cidade é tomada como base. Rocha (1990) estimou um índice de desigualdade utilizando o método dos componentes principais, baseando-se não nos diferenciais de pesos e preços entre as regiões, mas sim em medidas de qualidade de vida. Aten (1999) aplicou o método Country Product Dummy 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 a 1999, para as 11 regiões metropolitanas brasileiras que compõem os indicadores de preços ao consumidor do IBGE. Para tanto, utilizaram bases de dados do IBGE referentes a Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs), 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 do ano 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, em que 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 foi condicionado pelas restrições ao funcionamento dos mercados, razão essa que evidencia a relevância de se calcular índice de paridade de poder de compra para regiões metropolitanas brasileiras com as novas e melhores informações.

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 e comparar os resultados; essa comparação auxiliará na escolha da metodologia mais conveniente para utilização em futuros estudos. O artigo está dividido em três seções, além desta introdução e das conclusões: na primeira, apresenta-se 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 segunda, são descritos os procedimentos aplicados ao cálculo desses índices para onze regiões

metropolitanas brasileiras; na terceira, comparam-se os resultados obtidos; finalmente, são tecidos os comentários conclusivos do trabalho.

1. 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 índice 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, tendo seus resultados encadeados seqüencialmente. 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 esta finalidade deve ser necessariamente multilateral. Existem na literatura vários métodos de cálculo de números-índices multilaterais¹, mas neste trabalho serão apresentados apenas dois dos métodos mais empregados para este objetivo.

1.1. Abordagem Econômica²

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

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

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 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 desta cesta em dois instantes distintos, produzindo o seguinte índice de preços:

$$P(p^1, p^2; x^R) = p^1 x^R / p^2 x^R, \text{ onde: } px = \sum p_k x_k \quad (1)$$

O índice expresso por (1) equívale 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 Paasche possuem esta característica. O grande problema desta 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. Neste 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 por 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

² Esta exposição segue o desenvolvimento apresentado em Deaton e Muellbauer (1980)

consumidor³. A dificuldade de se calcular o índice de custo de vida verdadeiro advém do fato que a curva de indiferença individual não é 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. Este problema só não ocorre em uma circunstância muito especial, quando as preferências são *homotéticas*. Neste caso, todas as curvas de indiferenças têm a mesma inclinação, implicando em uma mesma estrutura de gastos, mesmo para níveis de dispêndio diferentes, para todos os consumidores e, por conseguinte, numa 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 esta 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 na 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 Könus torna-se inviável. A alternativa para contornar essas restrições é utilizar os conceitos de função utilidade indireta, forma funcional flexível e índice superlativo (Deaton e Muellbauer, 1980; Diewert, 1974). Assume-se que o consumidor maximiza uma função utilidade neoclássica u , sujeito a uma restrição orçamentária durante dois períodos. Sob esta

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

condição, pode ser mostrado, através do teorema da dualidade⁴, que os agentes econômicos são também minimizadores de custos, sujeitos a uma dada função utilidade. Trabalhando com uma função custo unitário, Diewert (1974, 1976 e 1978) define como superlativo os índices de preços que são exatos para uma forma funcional flexível⁵. 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 Törnqvist⁶, dado por

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

onde: $\ln P_T$ = índice de preços bilateral de Törnqvist

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

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

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, pag. 122) fornece uma forte justificativa microeconômica para o

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)

uso do índice de preços P_T , definido a partir de (3), como uma aproximação para o verdadeiro índice de custo de vida de Konüs.

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 . Estes 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 estes 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 não seria atendido. Isto 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 no período 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 devem coincidir. Isto é, 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)⁷, aqueles que atendiam ao critério da circularidade operavam com estruturas de ponderações fixas. Isto 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, Salvador e Curitiba, necessita-se que, ao se comparar o nível de preços de Recife com o nível de preços 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 essas que o índice multilateral discutido neste trabalho busca conciliar.

Na busca de um índice de preços multilateral, Caves, Christensen e Diwert (1982a e 1982b) derivam um índice superlativo bilateral, no caso o Törnqvist, e implementam a metodologia EKS para transformá-los em multilateral⁸. Resumidamente, o método consiste em calcular a média geométrica dos índices bilaterais, gerando um índice em multilateral, isto é,

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

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

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

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

1.2. Abordagem Econométrica⁹

Este método foi desenvolvido para comparar a Paridade do Poder de Compra entre países e é denominado Country Product Dummy (CPD). O método CPD é empregado, com algumas modificações, pelo Bureau of Labor Statistics (BLS) dos EUA para comparação de preços entre os diversos estados americanos, como pode ser constatado nos trabalhos de Moulton (1995), Kokoski, M. 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 micro-dados da POF de 1996.

A comparação de preços entre distintas regiões é dificultada pelo fato de que, por diferenças culturais, climáticas ou mesmo de estágio de desenvolvimento econômico entre as regiões, alguns produtos amplamente consumidos em uma região podem simplesmente não existir em outras, o que faz com que a matriz de preços torne-se incompleta, dificultando a comparação. Para contornar esse problema, Summers (1973) e Selvanathan e Rao (1994)

⁹ O modelo econométrico aqui apresentado está desenvolvido com mais detalhes em Summers (1973), Kravis, Heston e Summers (1975) e Selvanathan e Rao (1994). Em Heston e Summers (1996) é feita uma análise crítica do mesmo.

propõem empregar uma abordagem estocástica, que permite 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 , π_k , em relação à cidade tomada por base, das características de cada produto α_i e de um componente aleatório, ε_{ik} , de modo que o preço relativo do bem i na cidade k , p_{ik} , é dado por:

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

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

onde: $b_k = \ln \pi_k$, $\gamma_i = \ln \alpha_i$ 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 covariância dos erros implica que a variância é tanto maior quanto menor a participação do produto na cesta de consumo da região. Desta 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.

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:

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

em que: $\ln p_{ik}$ = 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 zero 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 zero para os demais bens (dummy de bem ou serviço) e

u_{ik} = é uma variável aleatória com média zero 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 *dummy*. Desta 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 expressão (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 esse 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 por $I_{lk} = \hat{b}_k / \hat{b}_l$. 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.

2. Construção do índice de preços multilateral para as regiões metropolitanas brasileiras.

2.1. 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 61 subitens, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para as regiões metropolitanas (RMs) 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 1999¹⁰. 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 2001. Os pesos,

por sua vez, foram obtidos por meio da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo IBGE no período 1995-96, que abrangeu as 11 regiões metropolitanas. Como foram utilizadas estruturas de consumo constantes, dadas pelas POF, a hipótese subjacente ao trabalho é que estas 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 uns poucos 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 61 subitens para cada uma das regiões, descritos na Tabela 1. Na tabela 2 encontram-se as estruturas de ponderações por grupo, para cada uma das regiões metropolitanas, obtidas na POF de 1995-96.

Em virtude da diversidade regional no Brasil, nem todos os bens estão presentes em todos as cestas. A solução deste problema depende do método utilizado para construção 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

¹⁰ Em Azzoni, Menezes e Carmo (2000), foram utilizados os seguintes vetores de preços: para alimentação,

de Recife e de 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.

2.2. 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 1999¹¹ 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 este 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 disto, 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 para base (coluna 7), observa-se que tanto Belém como Curitiba aparecem 19% e 14%, respectivamente, mais baratas que São Paulo. Estas diferenças surgem porque os índices bilaterais variam de acordo com a cidade base, não possuindo a

setembro de 1996; para os demais bens, setembro de 1990.

propriedade da transitividade. Para resolver este problema, Caves et. al. (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 regiões metropolitanas, como a média geométrica dos índices bilaterais entre k e cada uma das outras regiões metropolitanas. 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 por 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 por base (primeira coluna da tabela 2); b) divide-se este total pelo número de regiões que foram comparadas, no caso 10; 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 10 regiões, obtêm-se 11 índices de preços multilaterais, um para cada RM. O índice de custo de vida multilateral construído para o ano de 1999 encontra-se na segunda coluna da tabela 5.

¹¹ Como se verá adiante, serão apresentados índices de preços para cada ano, a partir de 1996. A escolha de 1999 para esta análise objetiva permitir a comparação com os índices calculados para esse mesmo ano em Azzoni et al (2000), com outro vetor de preços.

2.1. Método CPD

O índice de preços multilateral calculado a partir do método CPD corresponde ao exponencial do estimador dos coeficientes das *dummies* regionais. Assumindo São Paulo como base, estimou-se a equação (6) por Mínimos Quadrados Ponderados (MQP), onde a matriz dos pesos consiste nas estruturas de ponderações da POF. Os coeficientes estimados, assim como os índices tendo São Paulo e Brasil por base, encontram-se na Tabela 4 e na primeira coluna da tabela 5. Como se pode ver, a maioria das *dummies* regionais são significantes a 5% ou 10% e com sinais negativos, com exceção de Brasília e Rio de Janeiro, cujos coeficientes não são significativamente diferentes de zero. Quando São Paulo é tomada como base, as *dummies* das demais regiões apresentam-se com sinais negativos, indicando que São Paulo é uma das cidades mais caras. O coeficiente positivo e não significativo da *dummy* de Brasília indica que esta cidade apresenta custo de vida superior, porém próximo, ao de São Paulo. De mesma forma, o coeficiente negativo e não significativo para o Rio de Janeiro indica que esta cidade tem nível de custo de vida próximo, porém inferior, ao da cidade de São Paulo.

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

Tabela 4: Estimação do índice multilateral a partir do método CPD, 1999

Regiões Metropolitanas	Coefficientes das <i>dummies</i> regionais	Índice tendo São Paulo por base	Índice tendo Brasil por base
Belém	-0,153* (0,083)	0,858	0,981
Fortaleza	-0,184** (0,094)	0,832	0,951
Recife	-0,243** (0,086)	0,784	0,896
Salvador	-0,173** (0,088)	0,841	0,961
Belo Horizonte	-0,196** (0,074)	0,822	0,939
Rio de Janeiro	-0,113* (0,071)	0,893	1,021
Curitiba	-0,168** (0,067)	0,845	0,967
Porto Alegre	-0,144** (0,075)	0,866	0,990
Brasília	0,017 (0,090)	1,017	1,163
Goiânia	-0,147* (0,074)	0,863	0,987
São Paulo	0	1,000	1,143
Brasil	-	0,875	1
<i>Dummies</i> por produto	Sim	-	-
Nº de Obs.	748	-	-

* significante a 10%; ** significante a 5%.

3. Comparação dos índices e análise dos resultados.

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 et. al. (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 do que com os preços de 1999. Para as demais cidades as diferenças identificadas não são de grande relevância. Considerando 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 esperaria em condições normais de funcionamento das economias locais, os valores da coluna (B) devem ser considerados em lugar dos anteriormente publicados.

Tabela 5: Comparação entre os índices de Custo de Vida entre as RMs brasileiras, 1999

	CPD (A)	EKS (B)	EKS* (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%

* Calculado em Azzoni et. al. (2000)

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, sendo de apenas 7%, enquanto a menor distância entre eles ocorre em Fortaleza, com pouco relevantes 0,5%. Como se pode observar, os resultados são recorrentemente muito próximos, indicando que as duas metodologias se equívalem em termos práticos. A vantagem do procedimento EKS é que este 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 índice¹². O método de cálculo CPD é empiricamente superior, pois permite analisar a qualidade econométrica dos parâmetros, além de estimar os preços que estão faltando nas cestas, empregando para tanto todas as informações disponíveis; porém, tal método não possui fundamentação microeconômica.

Como os resultados apresentados acima revelam, as diferenças quantitativas entre os dois resultados são pequenas, o que leva a decisão para critérios como maior facilidade de cálculo e menor variância nos resultados entre períodos distintos. Tendo em vista esses aspectos, o método CPD¹³ pode ser considerado superior. Nas tabelas 6 a 11 são apresentados os resultados para os anos de 1996 a 2001, tanto para o índice geral como para cada um dos seis grupos que compõem as cestas regionais. No Gráfico 1 são mostrados os resultados referentes ao ano de 1999 para o índice geral. Observando-se o gráfico, notam-se duas RMs bem acima da média nacional, Brasília e São Paulo, com índices de custo de vida de respectivamente 16%, 14% acima da média. Numa posição intermediária encontram-se Rio de Janeiro, Porto Alegre e Goiânia, com índices próximos a 1% acima da média. No ano em análise, a região metropolitana mais barata foi Recife, com um nível de custo de vida 10% abaixo da média. As demais regiões metropolitanas, Belém, Curitiba, Salvador, Fortaleza e Belo Horizonte, encontram-se respectivamente 3%, 3%, 4%, 5% e 6% abaixo da média nacional.

¹² O desvio-padrão dos índices calculados em 1999 é de 0,08 pelo modelo CPD e de 0,11 pelo modelo EKS.

¹³ Devido às suas vantagens computacionais, o Banco Mundial também utiliza o método CPD para cálculo da paridade do poder de compra entre vários países (www.worldbank.org/data/icp).

Fazendo uma comparação com o nível de renda das respectivas regiões metropolitanas, percebe-se que as mais baratas também são as regiões mais pobres: Norte e Nordeste. Como esperado, a região metropolitana mais rica, São Paulo, é também das mais caras, ficando atrás apenas de Brasília, que é uma exceção entre as cidades brasileiras, por apresentar uma parcela expressiva de funcionários públicos, cuja média salarial é superior à média do setor privado¹⁴. Dentre os resultados encontrados, pode-se destacar a região metropolitana de Belém, que embora de nível intermediário de renda, apresenta um custo de vida semelhante ao da região metropolitana do Porto Alegre. Seguindo esta linha de raciocínio, chamam a atenção também as cidades da região Sul e Belo Horizonte, que apesar de relativamente ricas, possuem custo de vida muito próximos à média.

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 quase todos os grupos é possível encontrar uma correlação positiva com o nível geral de custo de vida, com exceção dos grupos Alimentação e Vestuário. No primeiro, encontra-se uma relação inversa, indicando que as cidades com maiores níveis de custo de vida em geral são as que têm menor custo da cesta de alimentos. No segundo grupo relacionado, não aparece um padrão nítido de correlação com o nível geral de custo de vida. Em Despesas Pessoais, Transporte e Comunicações e Habitação, nessa ordem, encontram-se as maiores correlações entre o índice geral e o índice específico do grupo, indicando que os índices desses grupos são boas *proxies* para o índice geral de custo de vida entre as cidades.

¹⁴ Ainda que os salários de postos públicos de alto escalão não se equiparem aos respectivos salários do setor público, a grande diferença localiza-se nas ocupações menos sofisticadas, nas quais o setor público oferece salários muito maiores do que o setor privado. Dado o peso das ocupações mais simples no total, a média dos salários públicos acaba sendo superior à média dos salários no setor privado. Isso é comprovado em Azzoni e Servo (2002), que mostram que a média dos rendimentos do trabalho para o setor público é superior ao do setor

Nos grupos Transporte e Saúde destoam as regiões metropolitanas de Fortaleza e Salvador, a primeira aparecendo, respectivamente 4% e 8% acima da média, enquanto a segunda mostra-se 4% acima da média para os dois grupos, ficando acima do previsto pelo seu nível geral. A região metropolitana de Belo Horizonte fica acima do seu nível previsto pelo índice geral, no grupo Despesas Pessoais, com um índice 13% acima da média. Por fim, no grupo Alimentação, as regiões metropolitanas de Curitiba, Porto Alegre, Goiânia e Belo Horizonte são as que se afastam do nível esperado, ficando 7%, 10%, 12% e 15% respectivamente abaixo da média.

Considerações Finais

Neste trabalho foram apresentados dois procedimentos para a construção de índices de paridade de poder de compra inter-regional. Foi derivado um índice multilateral a partir de uma função de agregação neoclássica. Esse índice atende às propriedades normalmente requeridas para um índice multilateral¹⁵, 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 regiões

privado (entre 5% e 19%), mesmo controlando por características pessoais (educação, experiência, raça, gênero etc.). Mais importante, as diferenças em Brasília oscilam segundo a política salarial do governo federal.

¹⁵ Essas propriedades são: reversibilidade de região: para quaisquer duas regiões A e B, a paridade de preço $p_{A/B}$ da região A com respeito 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, $p_{A/B} = p_{A/C} / p_{B/C}$. Esta condição garante a existência de um conjunto consistente de apenas N-1 paridades de preços independentes para N regiões.

metropolitanas brasileiras, 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 regiões metropolitanas brasileiras.

A análise dos resultados mostra um grande diferencial de custo de vida entre as RMs: em 2001, morar em Brasília era 26% mais caro do que na região metropolitana de Recife. É possível 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.

Dentre os grupos que compõem o índice de preços, os que mostraram maior influência na composição do índice foram Habitação, Saúde e Transportes e Comunicações. Embora na maioria dos grupos seja possível encontrar uma correlação positiva entre o Índice Geral e o índice específico de cada grupo, no grupo Vestuário nenhuma relação pode ser especificada, enquanto nos grupos Despesas Pessoais, Transporte e Comunicações e Habitação, nessa ordem, é que se observam as maiores correlações com o índice geral. O índice do grupo Alimentação apresenta correlação negativa com o índice geral.

Os resultados encontrados sugerem a existência de grandes disparidades de preços relativos entre as cidades brasileiras. Tal resultado era esperado, em virtude do tamanho do território nacional e a diversidade cultural e de renda nele presentes. Negligenciar tal diferencial de custo de vida quando se trabalha com dados regionais e/ou estaduais é questionável, pois isto pode levar a superestimações ou subestimações de variáveis obtidas por deflacionamento, principalmente a renda real.

Bibliografia

- Aten, B. "Cities in Brasil: an interarea price comparison", in Heston and Lipsey eds. *International Comparisons of Income, Output, and Prices*. National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, Chicago, 1999, p. 211-226.
- Aten, B. e Menezes, T. Estimating price levels for low income groups: an application to Brazilian metropolitan areas. Working Paper on Expert Group Meeting on ICP. 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*, ago.1997, v.27, n.2, p.251-278.
- _____ Economic growth and regional income inequalities in Brazil, *Papers in Regional Science*, (2001) 35:133-152.
- Azzoni, C., Carmo, H. e Menezes, T. Índice de custo de vida comparativo para as principais regiões metropolitanas brasileiras: 1981-1999. *Estudos Econômicos* v. 30, nº 1, Jan. – Mar. 2000, 165-186.
- Azzoni, C., Menezes-Filho, N., Menezes, T. e Silveira-Neto, R. "Geografía y convergencia an renta entre los estados brasileños", in Navarro, T. e Salem D. eds. *Convergencia económica e integration: La experiencia en Europa y America Latina.* Ediciones Pirámide (Grupo Anaya,S.A.), 2001.
- Azzoni, C. e Servo, L. M. (2002) Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil, *Papers in Regional Science*, Vol. 81 No. 2, April 2002, p 157-175
- Caves, D., Christensen, L. e Diewert, E. Multilateral comparison of output, input and productivity using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v.92, 1982a 73-86.
- _____ The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity. *Econometrica*, v.50, N. 6, 1982b, 1393-1414.
- Deaton, A. e Muellbauer, J., An Almost Ideal Demand System,. *The American Economic Review*. v.70, n. 3, p. 312-326, June 1980.
- Dreschler, L. Weighting of index numbers in multilateral international comparisons, *Review of Income and Wealth*, v. 19, 1973, pp. 17-34.
- Diewert, W. E. Functional forms for revenue and factor requirements functions, *International Economic Review* v.15, nº 1, Feb., 1974, pp. 119-30.
- _____ Exact and superlative index number, *Journal of Econometrics*, v.4, 1976, pp.115-45.
- _____ Superlative Index Number and consistency in aggregation. *Econometrica* v. 46, 1978, pp. 883-900.
- _____ Index Number, in *The New Palgrave Dictionary of Economics*, vol 2, J. Eatwell, M. Milgate, P. Newman eds., New York , The Macmillian Press, 1988, pp767-80.

- _____. The economic theory of index numbers: a survey, in Diewert, W.E. 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 and Lipsey eds. "International and Comparisons of Income, Output, and Prices". National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, Chicago, 1999, p. 13-87.
- Fava, V. L. "Urbanização, custo de vida e pobreza no Brasil", IPE-USP, São Paulo, 1984, p. 1-203.
- Ferreira, A., 1995. "Distribuição interestadual de renda no Brasil, 1950-1985". *Revista Brasileira de Economia*, v.50(4): 469-85, out/dez,.
- Ferreira, A. e Diniz, C. Convergência entre as rendas per capita estaduais no Brasil, *Revista de Economia Política*, v.15, nº 4, Outubro-Dezembro de 1995.
- Ferreira, P., e Ellery JR., R. 1996. Convergência entre renda per capita dos Estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.16, nº 1, pp. 88-103.
- Fisher, I., *The Making of Index Numbers*, Boston, Houghton-Mifflin, 2º ed., (1965).
- Heston, A. e Lipsey, R. International and Comparisons of Income, Output, and Prices, 1999, 1-530. National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, Chicago, 1999, p. 211-226.
- Heston, A e Summers, R., International price and quantity comparison: potentials and pitfalls. *American Economic Review* v.86, Iss. 1, May 1996, pp.20-24
- Jorgenson, D. e Slesnick, D. Indexing government programs for changes in the cost of living. *Journal of Business & Economics Statistics*, April, v. 17, nº 2, 1999, pp170-181.
- Konüs, A. A. The problem of the true index of cost of living, *Econometrica*, 7, 10-20, 1924.
- Kokoski, M., Moulton, B. and Zieschang, K. Interarea Price Comparisons for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation. in Heston and Lipsey eds. "International and Comparisons of Income, Output, and Prices". National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, Chicago, 1999, p. 123-166.
- Kokoski, M. e Moulton, B. Experimental Interarea Consumer Price Index: Estimation and Aggregation, *Bureau of Labor Statistics*, Division of Price Index Number Research, November, 1996.
- Koo, J., Phillips, K. e Sigalla, F. Measuring regional cost of living, *Journal of Business & Economic Statistics*. January 2000, v. 18, nº 1.
- Kravis. B., Heston. A. e Summers. R. World Product and Income: international comparisons of real gross product, The World Bank, Washington 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 47th North American Meetings of the Regional Science Association International, Chicago, IL, November, 2000, pp.1-27.

- Menezes, T. *Custo de vida regional e convergência de renda per capita entre as regiões metropolitanas brasileiras*. Tese de doutorado não publicada, USP, novembro de 1999.
- Menezes, T. e 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, 1995, 181-204.
- Raper, M. Self-selection bias and cost-of-living estimates. *Journal of Economics Finance*. V. 3, nº 1, Spring 1999, pp. 64-77.
- Rocha, S. Caracterização da sub-população 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. e Swamy, S. Invariant economic index number and cardinal duality: survey and synthesis. *American Economic Review* 64, 1974, 566-93.
- Savedoff, W. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.20, n. 3, p.521-556, dez 1990.
- Selvanathan, E. A. e Rao, D. S. P. (1994) *Index Numbers*, University of Michigan Press, Ann Harbor, 1994, 4th Edition.
- Summers, R. International comparisons based upon incomplete data. *Review of Income and Wealth*, ser.19, n.1 (March): 1-16, 1973.
- Takayama, A. *Analytical Methods in Economics*. The University of Michigan Press, Michigan 1996, 3^a ed.
- Thomas, V. Spatial differences in cost of living. *Journal of Urban Economics*, 8, 108-122, 1980.
- _____ Differences in income, nutrition and poverty within Brazil. Washington, DC. World Bank Staff Paper, 1982.
- Törnqvist, L. “ The Bank of Finland’s consumption price index ”, *Bank of Finland Monthly Bulletin*, n. 10, 1936, pp. 1-8.
- Wojan, T. e Maung, A. ”The debate over state-level inequality: transparent methods, rules of evidence, and empirical power.” *Review of Regional Studies*, v.28, #1, Summer, 1998, pp. 63-80.
- Zini, A. A. Jr. (1998) Regional income convergence in Brazil and its socio-economic determinants, *Economia Aplicada*, 2 (2)