

Estimação de uma Estrutura de Ponderação Para as Cidades Brasileiras *

Autora: Tatiane Almeida de Menezes
Co-autor: Carlos Roberto Azzoni

Objetivo

Em nota recente, Azzoni, Carmo e Menezes (2000) descrevem uma metodologia que permite comparar preços entre diferentes cidades e constroem um índice de custo de vida para as regiões metropolitanas brasileiras, acrescida do Distrito Federal e da cidade de Goiânia. Entretanto, a ausência de uma estrutura de ponderação para as demais cidades impede que este índice de custo de vida fosse ampliado.

O objetivo deste trabalho consiste em estimar uma estrutura de ponderação para as cidades onde o IBGE não calcula POF. Para tanto é utilizado uma estrutura de demanda semelhante ao *Almost Ideal Demand System (Aids)*, proposto por Deaton e Muellbauer (1980). Com base nas participações estimadas, calcula-se índices de custo de vida transitivos, para os produtos da cesta básica, entre as 16 cidades nas quais o DIEESE fornece os preços.

Palavras Chaves: índice de custo de vida, índice multilateral, estrutura de demanda

Abstract

Inter regional studies comparing monetary values, such as productivity, income, wages, poverty lines, etc. Should not ignore the fact that cost of living varies across regions. Despite the fact that there is operational methodology to calculate a cost of living index for Brazilian cities (Azzoni, Carmo e Menezes, 2000), That study can't be extended to a broader number of cities do it, as a household Budget Share Framework still remains to be prepared for Brazil.

The objective of the study is to estimate the expenditure share of food products for Brazilian cities. To this end we used the *Almost Ideal Demand System (Aids)* framework, proposed by Deaton e Muellbauer (1980). Then, we estimated the cost of living index among 16 cities for which some food prices were available from DIEESE.

Key Words: demand framework, cost of living index, multilateral index

Area: Economia Regional e Economia Agrícola

Código JEL: R21 R00 R12

* Este trabalho foi realizado com o apoio financeiro da Fundação de Amparo a Pesquisa no Estado de São Paulo-FAPESP, e da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP –FIPE.

Introdução

O Brasil é um país continental que passou por um prolongado período de inflação crônica, entretanto não existe um índice de preços que calcule o diferencial de custo de vida entre suas cidades, estados e/ou regiões. O não conhecimento do diferencial de custo de vida impede, que o poder aquisitivo das famílias sejam precisados corretamente. Não há como saber, se uma família da região de São Paulo, que ganha um salário mínimo, tem um poder de compra maior do que as que habitam as demais cidades brasileiras. Esta deficiência em medir o custo de vida entre as cidades tem implicações importantes, para o estudo regional, quando por exemplo busca-se: construir uma linha de pobreza para o País, e ou calcular da velocidade de convergência entre as cidades brasileiras. Em fim, todo trabalho que pretende realizar estudos comparativos entre as regiões brasileiras, carece de uma medida mais precisa da renda e dos demais indicadores monetários. O artigo de Savedoff, 1990 discute com bastante propriedade a importância e as dificuldades em se obter um índice de custo de vida entre as cidades brasileiras.

A importância de se ter um índice de custo de vida entre as cidades é considerado de fundamental importância como podem ser identificados, dentre outros, nos trabalhos de: Deller, Shields and Tomberlin (1997) Walden (1997), Johnston, McKinney e Stark (1996), McMahon (1991).

Em trabalho recente, nota, Azzoni, Carmo e Menezes (2000) descrevem uma metodologia que permite comparar preços entre diferentes cidades, e constróem um índice de custo de vida para as regiões metropolitanas brasileiras, acrescida do Distrito Federal e da cidade de Goiânia. Entretanto, a ausência de uma estrutura de ponderação para as demais cidades impede que este índice de custo de vida fosse ampliado. Embora hoje exista informação de quanto São Paulo é mais cara do que Belo Horizonte, não há como saber qual o diferencial de custo de vida entre São Paulo e Piauí.

O objetivo do trabalho consiste em modelar o comportamento da demanda de bens de consumo, de modo a estimar uma estrutura de ponderação para as cidades onde esta não está disponível. De posse desta, torna-se possível a construção de um índice de custo de vida para as demais cidades brasileiras. Com este intuito, o ideal seria dados de consumo individual, pois, o padrão de consumo varia consideravelmente entre diferentes famílias de acordo com suas rendas e com as características familiares e regionais. A dificuldade em se obter informações micro torna o processo de agregação de preferências no problema teórico central do artigo.

Na literatura, encontram-se alguns trabalhos agregando preferências, a fim de descrever o comportamento da demanda individual ao longo do tempo. Nesta linha de pesquisa, o trabalho clássico *Almost Ideal Demand System (AIDS)*, foi desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980), e constrói uma curva de demanda para o Reino Unido. Mais recentemente, Blundel, Pashardes e Weber (1993) também constroem uma curva de demanda para o Reino Unido, porém com dados individuais, valendo-se de uma estrutura de preferências semelhante a AIDS. Entretanto, quando se trata de estimar o diferencial no padrão de demanda entre Estados, pouco tem sido desenvolvido.

Devido a importância em conhecer o diferencial de custo de vida entre as cidades de um mesmo país, pesquisadores do *Bureau of Labor Statistics* dos EUA têm desenvolvido índices que medem tal diferencial entre as principais cidades Americanas, podendo ser citado os trabalhos de Kokoski, Moulton e Zieschang (1996) e Kokoski, Moulton (1996). Mais recentemente Kurre, J. (2000) propôs uma função econométrica com o intuito de estimar o diferencial de custo de vida para as cidades americanas, onde

tais informações não são disponíveis. Porém, nesse país, em virtude do método de coleta dos preços, a participação dos bens na cesta de consumo das famílias pode ser calculado sem a necessidade de se estimar uma estrutura de ponderação.

Um sistema de preferências semelhante ao desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1980) foi, também empregada por Ravallion e Walle (1991) para calcular o diferencial de custo de vida entre cidades das zonas rural e urbana da China. Mais uma vez, entretanto, uma estrutura de ponderação não foi claramente encontrada.

A contribuição do presente artigo, consiste em propor uma metodologia de estimação da Estrutura de Ponderação das cidades. O trabalho foi desenvolvido, admitindo que as famílias brasileiras seguem o mesmo padrão de demanda proposta por Deaton e Muellbauer (1980). O trabalho esta dividido em cinco etapas:

1. Exposição da metodologia.
2. Descrição dos dados.
3. Estimação dos pesos e análise dos resultados.
4. Cálculo do índice de custo de vida.
5. Considerações finais.

Metodologia

As preferências da família h são tais que, em cada período t , na cidade k , cada família toma a decisão de quanto consumir de uma cesta de bens \mathbf{q} condicional as características regionais \mathbf{z} . Por características define-se medidas cardinais como, por exemplo: clima, população e intensidade pluviométrica. Assume-se ainda que q_{ik}^h representa o consumo do bem i da família h na cidade k , onde m_k^h corresponde aos gastos da família h com a cesta de bens \mathbf{q} na cidade k . Valendo a hipótese de preferências *fracamente separáveis* entre cidades a alocação dos gastos do bem i condicional a z_k^h , pode ser expressa como:

$$p_{ik}q_{ik}^h = f_i(\mathbf{p}_k, m_k^h; \mathbf{z}_k^h) \quad (1)$$

onde f_i descreve as preferências em cada cidade e \mathbf{p}_k é o vetor de preços nesta determinada cidade. Sob a hipótese de fraca separabilidade das preferências entre as cidades e conhecendo m_k^h , é possível estabelecer o valor para cada f_i sem que haja a necessidade de se conhecer os preços e a renda das outras cidades.

A descrição das preferências de cada família foi inicialmente apresentada abstraindo o fato que existem distintas características entre as regiões. Desta forma, assumindo que as famílias são maximizadores de utilidade e trabalhando com a função utilidade indireta (Marshalliana), a participação dos gastos da família h com o bem i na cidade k é dada por:

(2)

$$w_{ik}^h = \alpha_i + b_0^i(\mathbf{p}_k) + \sum_l^L b_l^i(\mathbf{p}_k) g_j(x_k^h)$$

onde x_k^h é o orçamento da família h . Os coeficientes $b_0^i(\mathbf{p}_k)$, $b_1^i(\mathbf{p}_k)$, ..., $b_L^i(\mathbf{p}_k)$ são funções homogêneas de grau zero no preço. E $g_j(x_k^h)$ são polinômios dos gastos totais reais. Assume-se ainda que a forma funcional acima é suficientemente geral para expressar a curva de Engel. Esta forma funcional foi proposto por Gorman (1981) e utilizada em Blundel, Pashardes e Weber (1993).

Os gastos totais agregados são representados por M_k ($\sum_{h=1} m_k^h$) e $\mu_{k=(m_k^h/M_k)}^h$, representa a participação dos gastos da família h nos gastos totais. Ponderando w_{ik}^h por

μ_k^h , encontrada-se a participação do bem i na cidade k , w_{ik} . De modo que, o equivalente agregado da forma funcional (2) pode ser expressa como abaixo:

$$w_{ik} = \alpha_i + b_0^i(\mathbf{p}_k) + \sum_j^L b_j^i(\mathbf{p}_k) \sum_{h=1}^H \mu_k^h g_j(x_k^h) \quad (3)$$

Em artigo citado, Gorman, mostra que, para uma estrutura de preferências igual a (2) a condição de integrabilidade dada pela teoria da demanda é que, a matriz $n \times L$ dos coeficientes $\alpha_i + b_0^i, b_1^i, \dots, b_L^i$. (onde $k= 1, 2 \dots n$) deva possuir um posto não maior do que 3.

Utilizando uma estrutura linear de dispêndio (*Linear Expenditure System-LES*), como sugerida por Johansen (1981). Procedeu-se de forma semelhante a Blundel, Pashardes e Weber (1993), fazendo, na equação (2) $L = 2$ e os g 's simples polinômios logarítmicos,

$$w_{ik}^h = \alpha_i + b_0^i(\mathbf{p}_k) + b_1^j(\mathbf{p}_k) \ln x + b_2^j(\mathbf{p}_k) (\ln x)^2$$

Restringindo o coeficiente do $\ln x$ a um termo independente do preço, isto é, $b_1^j(\mathbf{p}_k) = \beta_i$, e $b_2^j(\mathbf{p}_k) = \gamma_i$ a integrabilidade do sistema, em particular simetria da matriz de Slutsky requer que $\gamma_i = \beta_i \varepsilon$, ou seja, que a razão entre o coeficiente da renda e o seu quadrado seja o mesmo para todos os produtos. Neste caso posto da matriz dos coeficiente, acima definida fica reduzida a 2 e a expressão (4) passa a ser expressa como:

$$w_{ik}^h = \alpha_i + b_0^i(\mathbf{p}_k) + \beta_{ik}^h \left[\ln x_k^h + \varepsilon (\ln x_k^h)^2 \right] \quad (4)$$

Com o objetivo de facilitar o processo de agregação, no presente trabalho procedeu de forma semelhante a Deaton e Muellbauer (1980), impondo uma restrição a mais no modelo, ou seja, $\varepsilon = 0$. Com estas alterações, o modelo foi reescrito como abaixo:

$$w_{ik} = \alpha_{ik} + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_{jk} + \beta_{ik} \ln x_k \quad (5)$$

A introdução das diferenças regionais no modelo é feita através do coeficiente α_i . Esta forma de incorporar característica, tem inspiração no modelo de Blundel, Pashardes e Weber (1993). No artigo citado, os autores, desenvolvem uma extensão quadrática do modelo *Aids*, onde permitem que os parâmetros do modelo variem de acordo com as características das famílias.

Utilizando dados agregados por cidades, procurou incorporar as desigualdades regionais no modelo. Isto foi feito, ao permitir que o intercepto da equação (5) seja uma função não só da constante, mas também de tais características, como está abaixo descrito:

$$\alpha_{ik} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_{in} z_{kr} + D_s \quad (6)$$

onde D_s corresponde a uma variável binária que capta as diferenças das regiões onde as cidades se encontram. E z_{rk}^h corresponde a característica r da cidade k , comum todas as

famílias que habitam a região. Um sistema robusto com relação ao procedimento de agregação pode ser reescrito como:

$$w_{ik} = \alpha_0 + \alpha_{ir} z_{rk} + \sum_j \lambda_{ij} \ln p_{jk} + \beta_{ik} \ln x_k + Ds \quad (7)$$

Suponha a existência de uma família representativa h na região k . A participação dos gastos agregados com o bem i , no orçamento agregado de todas as famílias, w_{ik} , é dado pela equação (7). Este resultado confirma que, as decisões de consumo para uma família representativa racional, cujas preferências são dadas pela função custo AIDS e cujo orçamento, x_k , corresponde ao orçamento representativo da cidade, sob as hipóteses do modelo, geram uma estrutura agregada de pesos.

Descrição dos dados

O DIEESE coleta mensalmente preços da cesta básica em dezesseis capitais brasileiras e os disponibiliza no seu sítio www.dieese.org.br. Na ausência de outros dados de gêneros alimentícios, o presente trabalho resume-se a estimar pesos apenas nas cidades onde o DIEESE os fornece. São elas: Belém, Fortaleza, Natal, João Pessoa, Recife, Salvador, Aracaju, Brasília, Goiânia, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, Vitória, São Paulo, Curitiba, Florianópolis e Porto Alegre. Os preços foram coletados para maio de 2000. No quadro abaixo estão descritos todos os itens utilizados.

Grupos	Itens
Alimentação	Carne
	Leite
	Feijão
	Arroz
	Farinha de trigo
	Tomate
	Pão
	Café
	Banana
	Açúcar
	Óleo
	Manteiga

A estrutura de ponderação necessária para construção do índice é fornecida pela Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo IBGE para o ano de 1996. Estas informações, entretanto estão disponíveis apenas para as 9 regiões metropolitanas acrescido do Distrito Federal e da cidade de Goiânia. Os pesos foram distribuídos de modo que os gastos com alimentação correspondessem a 100% dos gastos totais.

No modelo estimado, trabalhou-se também com dados de renda *per capita* e de população. As informações sobre renda foram obtidas de trabalho divulgado pelo IPEA¹. Os dados de população consistem de uma extrapolação geométrica, realizada a partir dos Censos e contagem disponibilizados, pelo IBGE².

¹ Thompson Andrade e Rodrigo Serra, disponível em www.nemesis.org.br

² www.ibge.gov.br

Com base nos pesos, preços, renda e população foram estimados os coeficientes da equação (7), para as cidades em que o IBGE realiza a POF. Estes coeficientes, por sua vez, foram empregados no cálculo da estrutura de ponderação das demais cidades, onde a POF não está disponível, porém o DIEESE fornece os preços.

Cálculo da Estrutura de Ponderação

1. Estimação do modelo e Análise dos Resultados

A equação (8) foi estimada separadamente para cada produto utilizando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados obtidos, encontram-se na tabela 1.

$$w_{ik} = \alpha_0 + \alpha_k \ln z_k + \sum_j \lambda_{ij} \ln p_{jk} + \beta_k \ln x_k + e_{ik} \quad (8)$$

onde:

w_{ik} = peso do bem i na cidade k

p_{jk} = preço do bem j na cidade k

x_k = renda percapita em k

z_k = população na cidade k

TABELA 1: ESTIMAÇÃO DOS COEFICIENTES DA DEMANDA DE GÊNEROS ALIMENTÍCIOS ENTRE AS CIDADES.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	Carne	Leite	Feijão	Arroz	Farinha de trigo	Tomate	Pão	Café	Banana	Açúcar	Óleo	Manteiga
Carne	0,352 (0,036)											
Leite		0,037 (0,012)						-0,058 (0,013)				0,0126 (0,008)

Feijão			0,04 (0,005)									
Arroz			0,0095 (0,008)	0,038 (0,029)		0,055 (0,015)						
Farinha de trigo	-0,205 (0,032)	-0,017 (0,01)			0,0202 (0,007)					-0,0048 (0,003)	-0,006 (0,0007)	
Tomate						0,153 (0,014)	-0,086 (0,037)					
Pão							0,144 (0,007)				-0,0041 (0,0004)	-0,016 (0,008)
Café				0,028 (0,008)	0,049 (0,01)	0,200 (0,02)		-0,028 (0,012)		0,013 (0,004)		
Banana									0,081 (0,003)			
Açúcar								0,037 (0,012)	0,0332 (0,01)	0,018 (0,0025)		
Óleo					0,014 (0,008)						0,0129 (0,0015)	
Manteiga								-0,025 (0,01)				0,062 (0,003)
Renda	0,024 (0,015)	0,0018 (0,003)	-0,0023 (0,016)	<u>-0,0082</u> (0,0005)	-0,0168 (0,003)	-0,076 (0,003)	-0,018 (0,005)	0,0105 (0,004)	-0,012 (0,004)	-0,003 (0,001)	-0,0012 (0,0003)	-0,004 (0,003)
População	0,0035 (0,006)	0,0017 (0,0012)	-0,00087 (0,0009)	<u>-0,0013</u> (0,0004)	-0,002 (0,001)	<u>-0,0096</u> (0,0018)	0,004 (0,004)	<u>0,0042</u> (0,001)	<u>-0,004</u> (0,001)	-0,0003 (0,0003)	-0,0002 (0,00013)	-0,0009 (0,0012)
Constante	<u>-0,414</u> (0,048)	0,032 (0,014)	0,063 (0,0125)	0,0109 (0,014)	-0,016 (0,033)	-0,0118 (0,043)	0,102 (0,057)	0,0114 (0,03)	0,171 (0,01)	0,0117 (0,011)	0,019 (0,0021)	-0,0293 (0,0115)
R2	0,9743	0,6959	0,9294	0,9882	0,9855	0,9963	0,969	0,9806	0,9808	0,9344	0,9936	0,9811
Prob > F	0,0000	0,024	0,0007	0,0000	0,0004	0,0000	0,0001	0,0001	0,0000	0,0036	0,0001	0,0002
Amostra	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10	10

Obs: 1) As regressões são robustas a heterocedasticidade.

2) Os valores sublinhados rejeitam H_0 a 5% e os em negrito rejeitam a 10%

O IBGE disponibiliza dados da POF em apenas 9 regiões metropolitanas mais a cidade de Goiânia e o Distrito Federal. Para realizar um teste da metodologia foi retirada da amostra a cidade de Goiânia. Restando apenas 10 cidades para estimar os coeficientes do modelo (8). Na construção da equação de demanda é importante está presente não apenas os preços do bem, mais também de todos os outros disponíveis na amostra. Em virtude do pouco grau de liberdade disponível, incluiu-se no máximo o preço de dois outros bens, na tentativa de captar o efeito dos bens substitutos e complementares. A população das cidades é incluída no modelo para captar as características, que de alguma forma estariam interferindo no nível de preços.

Nos modelos analisados, alguns coeficientes não passam no teste t . Parte desta não significância estatística, deve ser atribuído ao pequeno número de observações, que eleva o desvio padrão das regressões, reduzindo a eficiência do teste. Como critério de ajuste do modelo, foi empregado principalmente o teste F de significância conjunta.

Na modelagem empregada para estimar as participações dos produtos da cesta básica na renda, os coeficientes do preço e da renda não são as elasticidades. As quais, por sua vez são passíveis de serem recuperadas a partir de uma fórmula de cálculo específica (ver Deaton e Muellbauer, 1980). Como o objetivo do trabalho está em estimar as participações e não em calcular as elasticidades, este exercício não foi

realizado. Entretanto, a seguir será desenvolvido alguns comentários sobre os sinais dos coeficientes.

Os estimadores dos parâmetros da renda mostram-se em sua maioria significantes e com sinais esperados. Os produtos da cesta básica considerados inferiores apresentam sinais negativo, o que ocorre para: feijão, arroz, farinha de trigo, tomate, pão, banana e óleo. Os demais produtos: carne, leite, café e manteiga, podem ser considerados bens superiores, e apresentando sinais positivos.

A população apresenta coeficientes positivos para apenas 4 itens: tomate e banana, café e arroz, sendo indicativo que quanto mais populosa a cidade maior a participação destes na cesta de consumo da família média. O sinal positivo tem significado oposto.

Antes de prosseguir com a análise, comenta-se o fato dos coeficientes dos preços dos bens, em suas respectivas equações de demanda, apresentarem-se positivos e significantes a 5%. É importante lembrar que, no modelo, o preço varia apenas entre regiões metropolitana, e não no tempo como é usual. Desta forma, o sinal positivo é apenas um indicativo que esses produtos tem uma maior participação nos gastos, nas cidades onde eles são mais caros.

Apesar da pouca eficiência no teste t , os resultados são muito animadores, uma vez que a maioria dos preços dão significantes a 5% e os sinais de acordo com o esperado. O valor do R^2 ajustado é bastante elevado que juntamente o teste F , são indicativos do bom ajuste do modelo.

2. Construção da Estrutura de Ponderação

Os coeficientes da tabela 1, são empregados para o cálculo das participações nas cidades onde, os pesos não são fornecidos pela POF.

Os valores dos parâmetros estimados são substituídos no modelo (8), juntamente com a renda e a população das cidades e os preços do bem, propriamente dito, e dos seus substitutos e complementares. Como resultado obtêm-se a estrutura de ponderação para todas as cidades, inclusive para aquelas na qual o IBGE não realiza a POF, como pode ser vista na tabela 2 abaixo.

TABELA 2: ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO ESTIMADA PARA 16 CIDADES BRASILEIRAS.

	Carne	Leite	Feijão	Arroz	Farinha de trigo	Tomate	Pão	Café	Banana	Açúcar	Óleo	Manteiga
Brasília	0,286	0,055	0,05	0,023	0,014	0,145	0,155	0,044	0,1166	0,023	0,011	0,075

Goiânia	0,263	0,049	0,04	0,024	0,018	0,1579	0,134	0,04	0,0611	0,02	0,012	0,079
Belo Horizonte	0,298	0,059	0,041	0,023	0,012	0,1453	0,206	0,04	0,0973	0,022	0,011	0,071
Rio de Janeiro	0,293	0,06	0,039	0,026	0,011	0,1781	0,175	0,042	0,0816	0,021	0,01	0,064
São Paulo	0,325	0,057	0,052	0,023	0,014	0,1482	0,148	0,045	0,0851	0,02	0,01	0,087
Vitória	0,301	0,043	0,048	0,016	-0,007	0,0703	0,145	0,061	0,0561	0,015	0,011	0,0598
Curitiba	0,344	0,055	0,051	0,029	0,01	0,1485	0,126	0,046	0,0855	0,021	0,016	0,066
Florianópolis	0,342	0,046	0,052	0,028	0,013	0,1232	0,159	0,047	0,0435	0,021	0,012	0,072
Porto Alegre	0,378	0,055	0,037	0,021	0,012	0,1675	0,144	0,046	0,0548	0,024	0,012	0,055
Aracaju	0,285	0,054	0,048	0,035	0,019	0,1568	0,115	0,031	0,1302	0,02	0,015	0,078
Belém	0,198	0,058	0,046	0,034	0,032	0,2253	0,16	0,027	0,1357	0,026	0,013	0,049
Fortaleza	0,236	0,054	0,047	0,035	0,034	0,2369	0,16	0,023	0,0726	0,021	0,014	0,069
João Pessoa	0,255	0,056	0,049	0,037	0,03	0,2393	0,13	0,026	0,1186	0,025	0,014	0,067
Natal	0,27	0,053	0,044	0,033	0,024	0,2152	0,1	0,023	0,0662	0,017	0,014	0,065
Recife	0,248	0,053	0,05	0,039	0,0295	0,2143	0,146	0,024	0,1006	0,02	0,013	0,089
Salvador	0,247	0,054	0,038	0,041	0,032	0,2197	0,131	0,029	0,0779	0,023	0,013	0,078

Um teste de robustez do modelo consiste em comparar a estrutura de ponderação estimada com a fornecida pela POF, como pode ser verificado nos quatro gráficos da figura 1. Este exercício é realizado para 4 das 11 cidades onde o IBGE realiza a POF, sendo elas: São Paulo Recife, Porto Alegre e Goiânia. Vale salientar que para a cidade de Goiânia, os pesos não foram utilizados na estimação dos coeficientes das variáveis explicativas.

Os resultados, da figura 1 mostram quão eficiente é o modelo para explicar o comportamento da estrutura de ponderação das cidades. Para todas as cidades o comportamento dos dados estimados replicam o comportamento dos pesos fornecidos pela POF. É importante enfatizar que para a cidade de Goiânia este resultado é ainda mais contundente, pois a estrutura de ponderação desta cidade não foi utilizada na estimação dos coeficientes.

3. Estimação do índice de Custo de Vida para os produtos da Cesta Básica

De posse das informações de preços e dos pesos dos 12 produtos que compõe a cesta básica, nas 16 cidades acima relacionadas, é possível construir um índice de custo de vida entre as mesmas.

O índice de custo de vida entre as cidade foi feito calculado em duas etapas (uma descrição detalhada desta metodologia encontra-se em Azzoni, Carmo e Menezes 2001a e 2001b): primeiro, foi estimado um índice de preços bilateral entre as cidades. Esta

estimação foi realizada com base no método Country Product Dummy (CPD). Numa segunda etapa, os índices bilaterais são transformados em multilaterais pelo método EKS, conforme sugerido em Caves Christensen e Diewert (CCD), 1982.

Os índices bilaterais foram estimados de acordo com a equação (9) abaixo. O método de estimação empregado foi o Mínimos Quadrados Ponderados, onde os pesos, são oriundos da estrutura de ponderação estimada na seção anterior.

$$\ln p_{ik} = b_0 + \sum_{k=2}^K b_k x_{ki} + \sum_{j=1}^J \gamma_{ji} y_{ji} + e_{ik} \quad (9)$$

onde: $\ln p_{ik}$ = log neperiano do preço do bem i na cidade k

x_{ik} ($k = 2 \dots K$) = variável dummy igual a 1 se o preço do bem i foi coletado na cidade k e zero nas demais ($k=1$ corresponde a cidade utilizada como base).

y_{ij} ($j = 1 \dots J$) = variável dummy igual a 1 se o bem i contém a j -ésima característica e zero nas demais.

e_{ik} = é uma variável aleatória com média zero e provavelmente com variância heterocedastica.

O coeficiente de x_{ik} , b_k , corresponde ao log-neperiano do preço relativo entre as k áreas e a área 1. Sob as hipóteses do modelo o antilog de \hat{b}_k é um estimador consistente do nível de preços relativos, ou seja, são índices de preços bilaterais entre as k cidades e a área de referência.

Estima-se o modelo utilizando uma a uma todas as cidades como base, obtendo-se assim uma matriz cujo número de colunas corresponde ao número de cidades do trabalho e as linhas correspondem aos índices bilaterais, que possuem cada uma das cidades por base.

O próximo passo consistiu em transformar os índices bilaterais em índices multilaterais transitivos e invariantes a mudança de base, utilizando para tanto o procedimento EKS³.

Define-se então o custo de vida da cidade l , relativo ao custo de vida de todas as outras K cidades, como a média geométrica dos índices bilaterais entre l e cada uma das outras cidades:

$$\delta_l = \left[\prod_{k=1}^K \delta_{kl} \right]^{1/K}$$

onde: l = uma cidade qualquer que foi tomada por base

δ_{kl} = índice de preços bilateral entre as cidades k e a cidade l , tomando-se l por base

K = número de cidades da amostra

³ Método de transformação de índices bilaterais em multilaterais sugerida simultaneamente no ano 1964 por Eltetö, Köves e Szulc (EKS). Sendo traduzido para a língua Inglesa por Drechsler (1973).

Como resultado tem-se um índice multilateral que permite comparar simultaneamente os preços da cesta básica entre as 16 cidades brasileiras. Os resultados encontram-se na figura 2 e na tabela 3 abaixo.

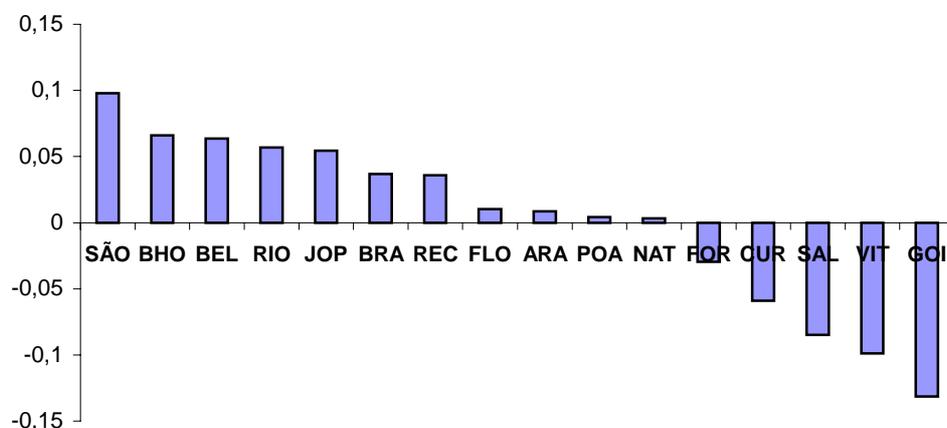


FIGURA 2: ÍNDICE DA CESTA BÁSICA MULTILATERAL ENTRE AS CIDADES BRASILEIRAS

Tabela 3 – Índice da Cesta Básica Multilateral entre 16 Cidades Brasileiras.

CIDADES	ÍNDICE
SÃO	0,0979
BHO	0,0660
BEL	0,0635
RIO	0,0569
JOP	0,0542
BRA	0,0367
REC	0,0357
FLO	0,0101
ARA	0,0086
POA	0,0042
NAT	0,0032
FOR	-0,0294
CUR	-0,0589
SAL	-0,0848
VIT	-0,0988
GOI	-0,1314

Em média, as cidades onde a cesta básica é mais cara encontra-se no Sudeste (SE). São Paulo Rio de Janeiro e Belo Horizonte, apresentam-se 10%, 7% e 6% acima da média nacional. Neste caso, a exceção encontra-se na cidade de Vitória, que embora pertença a região SE o preço da cesta básica é cerca de 10% abaixo da média. Belém, a única representante da região Norte (NO), é muito cara o valor da cesta básica 6% acima da média.

As cidades do Nordeste (NE), são em sua maioria baratas. Aracaju e Natal aparecem exatamente sobre a média, enquanto Fortaleza e Salvador possuem um índice de 3% e 8% abaixo da média. As cidades mais caras são João Pessoa e Recife, com o valor da cesta básica 5% e 3% respectivamente acima da média.

Surpreendem as cidades do Sul, que embora ricas, mostram-se baratas. Florianópolis e Porto Alegre estão exatamente sobre a média, enquanto Curitiba, encontra-se 6% abaixo desta média.

A cidade mais barata é Goiânia, com o custo da cesta básica 13% abaixo da média. Brasília, embora encontra-se no centro Oeste, possui um custo da básica 4% acima da média. Este resultado, entretanto não surpreende, pois sendo esta uma cidade construída para ser a capital nacional, o poder aquisitivo de seus habitantes é um dos maiores do Brasil, assim como o custo de vida desta cidade, como pode ser verificado em Menezes 2001b

Considerações Finais

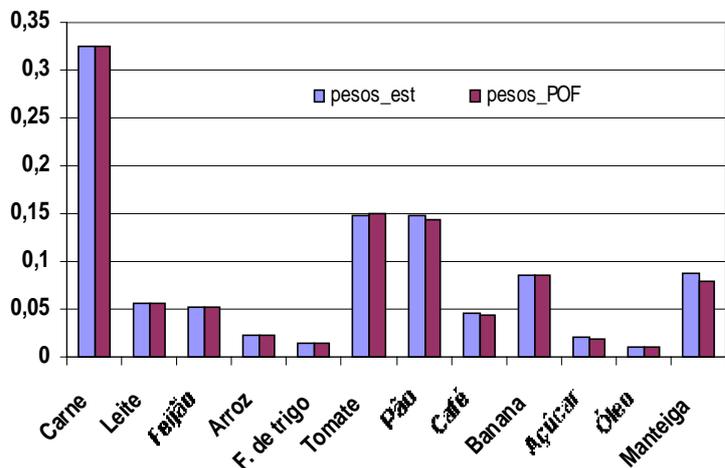
A principal contribuição deste trabalho consistiu na estimação de pesos para cidades onde estes não são calculados pelo IBGE. Uma vez que a execução de uma POF é extremamente onerosa, o IBGE a realiza apenas para as 9 regiões metropolitanas, mais o Distrito Federal e a cidade de Goiânia, o que impede a construção de índices para as demais cidades.

Neste trabalho estimou-se uma estrutura de ponderação para 16 cidades, e foi calculado o índice de custo da cesta básica entre essas cidades. Do ponto de vista acadêmico, o conhecimento do diferencial de custo de vida entre as cidade é de grande importância, pois tais informações permite que a renda das cidades sejam devidamente dimensionada. Esta informação serve de suporte, dentre outras coisas, para construção de índices de qualidade de vida, linha de pobreza e cálculo da velocidade de convergência entre as cidades. Do ponto de vista prático, esta informação permite que empresas pratiquem políticas de diferenciação de salários, baseando-se no custo de vida das cidades.

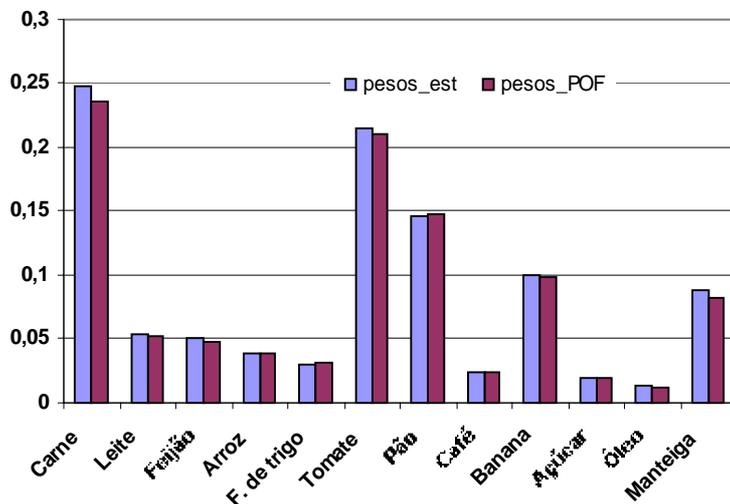
Uma vez que, a coleta de preços é a parte menos dispendiosa na construção de um índice de custo de vida. Ao oferecer uma metodologia que estime a estrutura de ponderação das cidades brasileiras, o presente trabalho fornece uma contribuição na tentativa de tornar economicamente viável a construção de índices de custo de vida para as principais cidades brasileiras.

FIGURA 1: COMPARAÇÃO ENTRE PESOS DA POF E PESOS ESTIMADOS.

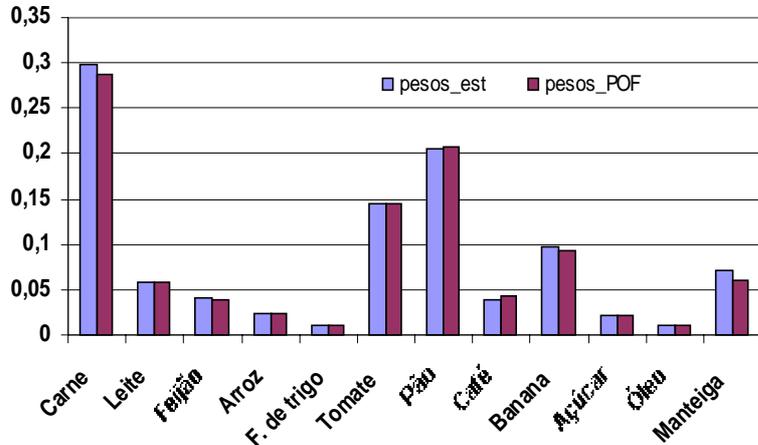
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE SÃO PAULO



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE RECIFE



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE BELO HORIZONTE



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE BRASÍLIA

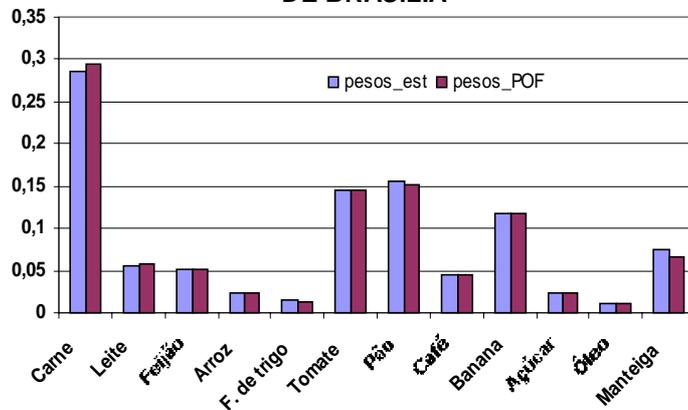
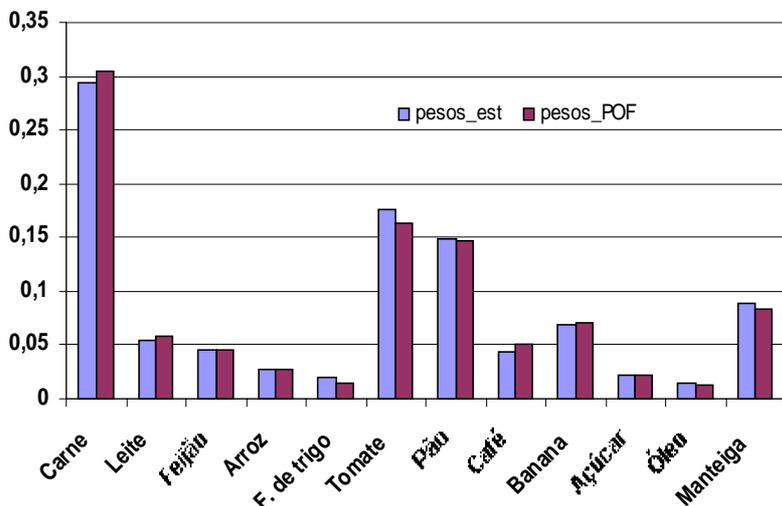
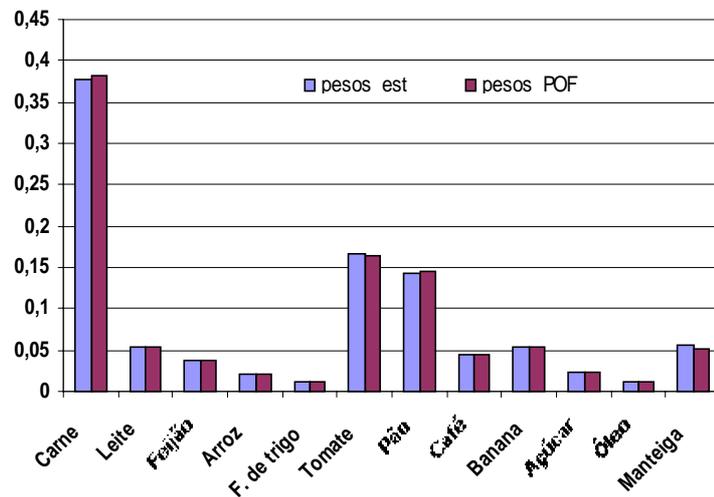


FIGURA 1: COMPARAÇÃO ENTRE PESOS DA POF E PESOS ESTIMADOS.(CONTINUAÇÃO)

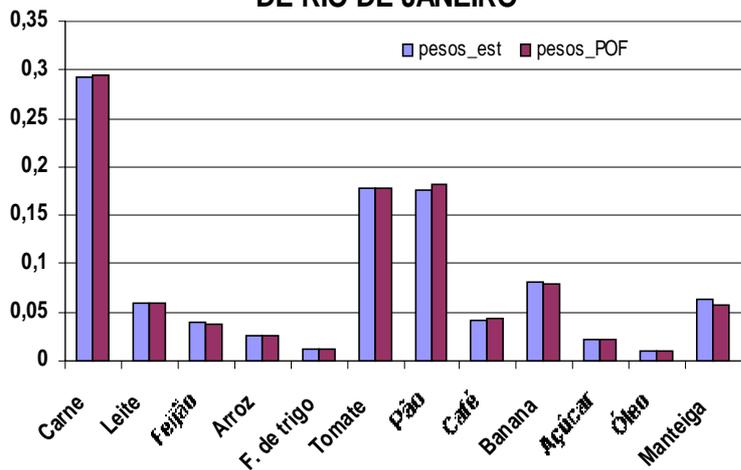
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE GOIÂNIA



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE PORTO ALEGRE



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE RIO DE JANEIRO



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE BELÉM

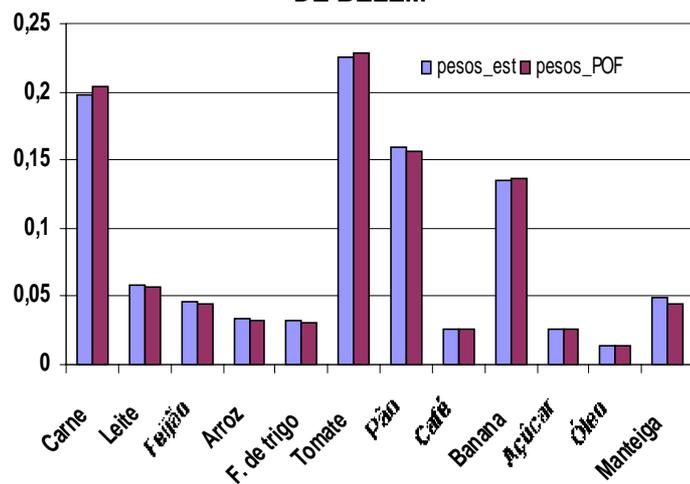
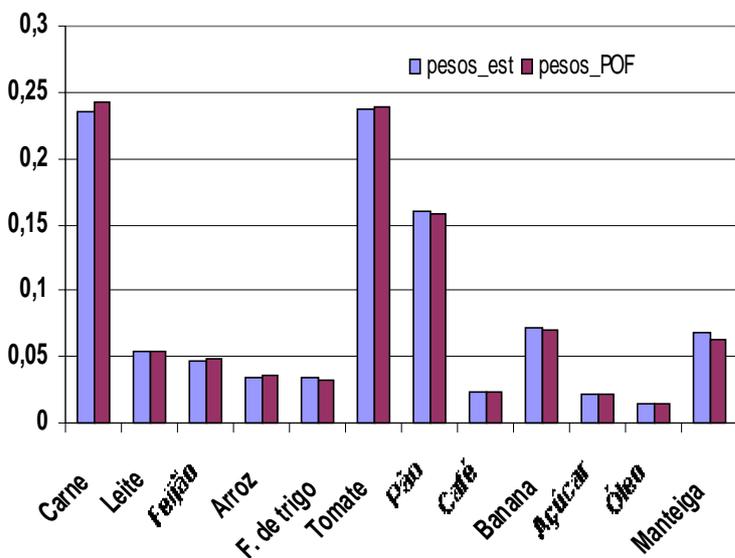
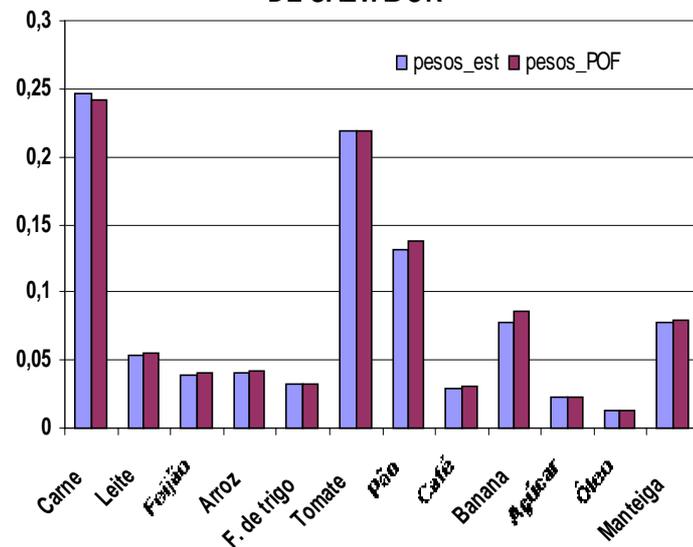


FIGURA 1: COMPARAÇÃO ENTRE PESOS DA POF E PESOS ESTIMADOS.(CONTINUAÇÃO)

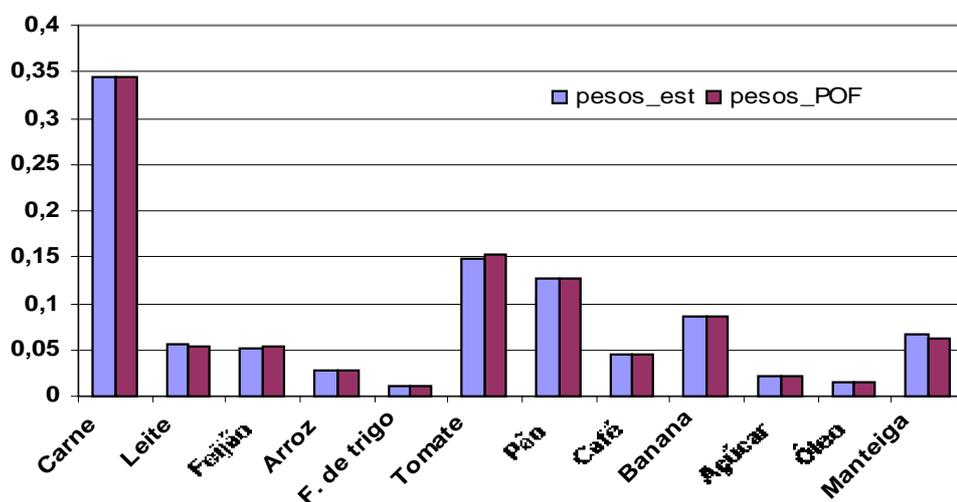
ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE FORTALEZA



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE SALVADOR



ESTRUTURA DE PONDERAÇÃO NA CIDADE DE CURITIBA



Bibliografia

- Azzoni, Carlos. 1996. "Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brasil: 1939-92", Texto para Discussão Interna, dep. de Economia, FEA USP, abril.
- 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, 165-186, Jan. – Mar. 2000.
- Blundel, R., Pashardes, Panos, e Weber, Guglielmo, What do We About Learn Consumer Demand Patterns from Micro Data?, *The American Economic Review*, v.83, n. 3, 570-597, jun, 1993
- Caves, Douglas W., Laurits R Christensen e W. Erwin Diewert, 1982, Multilateral comparison of output, input and produtividade using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v.92, 73-86.
- Deaton, Angus e Muellbauer, John, Almost Ideal Demand System,. *The American Economic Review*. v.70, n. 3, p. 312-326, june 1980.
- Deller, Steven C., Martin Shields e David Tomberlin, 1996. "Price Differentials and Trends in State Income Levels: A Research Note." *Review of Regional Studies*, v.26, pp99-113.
- Diewert, W. Application of Duality Theory in Interligator, Michael e Kendrick David, eds. *Frontiers of Quantitative Economics*. v. 2 Amsterdam 1974, ch3.
- _____, 1988, "Index Number", in Eatwell, J., Milgate, P. Newman, P. (eds). *The Palgrave Dictionary of Economics*", vol. 2.. New York. The Macmilian Press, p. 767-780.
- Dreschler, L. Weighting of index numbers in multilateral international comparison. *Review of Income and Wealth*. V. 19, p. 17-34, 1973.
- Gorman, William M., "Some Engels Curves" in August Deaton, ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press, 1981, pp.7-29.
- Johansen, Leif, "Suggestions towards freeing systems of demand functions from a strait-jacket" in August Deaton, ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour*, Cambridge: Cambridge University Press, 1981, pp.7-29.
- Johnston, Richard; McKinney, Martin and Stark, Tom. "Regional Price Level Variation and Real Household Incomes in United Kingdom, 1979/1980-1993." *Regional Studies*, v. 30, #6, oct. 1996, pp. 567-578.
- Kokoski, Mary. *Quality Adjustment of Price Index*. Monthly Labor Review, December 1993.

- Kokoski, Mary e Moulton, Brent, *Experimental interarea consumer price index: estimation and agregation*. Bureau of Labor Statistics, Division of Price Index Number Research, november, 1996.
- Kokoski, Mary, Moulton, Brent e Ziechang, Kim. *Interarea Price Comparisons for for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation* Bureau of Labor Statistics, Division of Price Index Number Research, march , 1996.
- Kravis, B.; Heston A. Summers, R. *World Product and Income: international comparations of real gross product*. The World Bank, Washington, 1982
- McMahon, Walter . “ Geographical Cost of Living Differences: An Update” *AREUEA Lournal*. v. 19, #3, 1991, pp. 426-450.
- Menezes, T. Comparing Törnqvist and CPD as methods for construction regional cost of living index: methodological and empirical aspects, mimio, 2001a.
- Menezes, T. Construção de Índices de Custo de Vida Regionais: Aspectos Metodológicos e Aplicação ao Caso Brasileiro, mimio, 2001b.
- Moffitt, Robert Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-section, *Journal of Econometrics*, 59, 99-123, 1993.
- Muellbauer, J. Aggregation, Income Distribution and Consumer Demand, *Review of Economics Studies*, oct. v.62, p. 525-43, 1975.
- _____ Community Preferences and Representative Consumer, *Econometrica*, sept. v. 44, p. 979-99, 1976.
- Ram, Rati. 1992. “Interstate Income Inequality in the United States: Mensurement, Modelling and Some Characteristics”. *Review of Income and Wealth*, series 38, number 1, march, pp. 39-48.
- Ravalion, Martin e Walle, Dominique, Urban-Rural Cost of Living Differentials is a Developing Economy, *Journal of Urban Economics*, v. 29, p. 113-127, 1991.
- Savedoff, William, D. 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.
- Walden, Michael. “ How Much Income Variation “Really” Exists Within a State? ” *Review of Regional Studies*, v. 27, #3, 1997, pp. 237-150.
- Wojan, Timothy R. e Adam Maung. ”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.