**Custo de Vida e Salários para as Regiões Metropolitanas Brasileiras**

Maria Cristina Galvão[[1]](#footnote-1)

Alexandre Nunes de Almeida [[2]](#footnote-2)

Humberto F. S. Spolador [[3]](#footnote-3)

Carlos R. Azzoni [[4]](#footnote-4)

**Resumo:** Este artigo tem como objetivo analisar a relação entre o custo de vida e a renda do trabalho de onze regiões metropolitanas brasileiras, tendo como base o modelo de Winters (2009) e a hipótese de *full-compensation*, na qual aumentos nos custos de vida causariam aumentos de mesma magnitude nos salários dos trabalhadores. Para isso, foram utilizadas estimativas recentes de custo de vida para regiões metropolitanas calculadas por Almeida e Azzoni (2013). Devido à endogeneidade presente entre salários e custos, que são simultaneamente determinados no mercado, utilizou-se o método dos momentos generalizados (GMM) e mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), com o intuito de obterem-se estimativas consistentes e eficientes. Os resultados encontrados indicam que a hipótese de completa compensação (*full-compensation*) não é satisfeita para nenhum dos custos considerados. Os custos que mais impactam nos salários, são os custos de saúde, habitação e transporte, nessa ordem respectivamente. Para as variáveis de custo educação e alimentação não são possíveis estabelecer relações conclusivas, uma vez que suas estimativas não foram significativas. Portanto, os trabalhadores ao migrarem para regiões mais caras do país, enfrentam maiores custos de vida e ao não possuírem uma completa compensação, no caso para os custos de saúde, habitação e transporte na forma de salários mais altos, podem obter diminuição na qualidade de vida e menores níveis de bem-estar.

Palavras-chave: Custo de vida, salários, regiões metropolitanas, GMM, 2SLS.

**Abstract:** This article aims to analyze the relationship between the cost of living and labor income of eleven Brazilian metropolitan regions, based on the model of Winters (2009) and in the assumption of full-compensation, which increases in living costs cause increases of the same magnitude in wages. For this, recent estimates of cost of living were used to metropolitan areas calculated by Almeida and Azzoni (2013). Due the endogeneity between wages and costs, which are simultaneously determined in the market, was used the method of generalized moment (GMM) and least squares in two stages (2SLS), in order to obtain consistent and efficient estimates. The results indicate that the hypothesis of full compensation is not satisfied for any of the costs considered. The costs that impact most on wages, are health care costs, housing and transportation, in that order respectively. For cost variables education and food are not possible to establish conclusive links, since their estimates are not significant. So workers to migrate to more expensive regions of the country face greater living costs and do not have full compensation in the case for health care costs, housing and transport in the form of higher wages, can get decrease in quality life and lower welfare levels.

Keywords: Cost of living, wages, metropolitan regions, GMM, 2SLS.

**JEL code:** R20, J30

**Área 10 - Economia Regional e Urbana**

**Custo de Vida e Salários para as Regiões Metropolitanas Brasileiras**

**1. Motivação**

Na última década, o país obteve um crescimento econômico moderado que colaborou de modo significativo para mudanças econômicas estruturais em termos de emprego, crescimento populacional e renda. Após o sucesso das reformas implementadas para combater o alto processo inflacionário, a combinação de crescimento econômico e controle sustentado da inflação permitiram as famílias a capacidade de ajustar seus orçamentos domésticos no longo prazo, a fim de melhorar seu bem-estar. Em acréscimo a isso, a consolidação das políticas de proteção social, como programas de transferência de renda (Bolsa Família, Benefícios de Prestação Continuada, etc.) favoreceu a redução significativa da pobreza e alterações da cesta de consumo de bens e serviços das famílias, bem como os preços relativos. Vale ressaltar que a abertura da economia nos anos 90, também permitiu as famílias acesso a novas variedades de produtos, enriquecendo assim os bens disponíveis para a composição da cesta de consumo. Adicionalmente, o aumento de produtividade fez com que houvesse crescimento substancial da oferta agrícola, ocasionando mudanças nos preços relativos, especialmente dos alimentos (Azzoni et al., 2009).

A literatura econômica mostra que os diferentes salários entre as regiões correspondem a um modo de compensação de salários, especialmente em regiões mais populosas. A existência dessa compensação é devido aos altos custos de deslocamento, poluição e outros fatores que afetam negativamente a qualidade de vida local, afetando assim a produtividade da força de trabalho. Ou seja, os salários não diferem apenas por habilidades e gostos diferentes, mas também por causa das amenidades, condições fiscais e os preços de bens e serviços que diferem entre as cidades (DuMond et al., 1999). Dessa forma, se uma cidade tem altos preços para bens e serviços fornecendo um dado nível de utilidade, trabalhadores vão exigir maiores salários para trabalhar ali. Similarmente, se a cidade possui um bom ambiente, ou seja, boas amenidades, então os trabalhadores serão capazes de aceitar salários menores para residir nesta cidade (Winters, 2009). Ou seja, altos salários poderiam compensar os trabalhadores por amenidades negativas tais como crime, congestionamento e poluição.

No trabalho desenvolvido por Azzoni (2001), o autor encontrou sinais de convergência absoluta entre as regiões brasileiras no período de 1939 a 1995. Mas, apontou que há ciclos de convergência e divergência durante os anos analisados, sendo que este fenômeno pode ser explicado pelo fato de que períodos de expansão econômica favorecem maior crescimento das regiões mais desenvolvidas, enquanto que em períodos de recessão, essas mesmas regiões são afetadas diretamente, impactando negativamente as regiões mais pobres. Entretanto, Menezes et al. (2012) com a utilização de microdados organizados por coortes de idades, concluiu que a desigualdade de renda regional brasileira possui diferentes dinâmicas entre as regiões, e a convergência da renda é observada apenas para as gerações mais velhas e que a maior participação da renda dos jovens produziu uma convergência desacelerada no país (Menezes et al, 2012). Mas, ao desconsiderar qualquer tipo de pensão ou transferência de renda do governo, não se nota convergência também para as gerações mais velhas.

Ao analisar a evolução do PIB per capita para as regiões brasileiras no período de 1985 a 2010, percebe-se que houve significativo aumento para a região centro-oeste. Já as regiões norte e nordeste quase não apresentaram grandes alterações no PIB per capita. As regiões sul e sudeste, tiveram trajetórias semelhantes, seguindo a mesma tendência. A figura 1 mostra o comportamento desta evolução para todas as regiões brasileiras a preços constante de 2000.

legenda.png

**Figura 1. PIB per capita – R$ (mil) de 2000**

Fonte: IPEADATA.

Desta forma, apesar do crescimento econômico brasileiro, ainda há grande disparidade de renda e nível de bem-estar, bem como o nível de custos de vida entre as regiões brasileiras, como apontado por Almeida e Azzoni (2013). Os autores identificaram os pesos de 41 itens nos respectivos orçamentos das famílias representativas em cada cidade, a partir dos dados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) para os anos de 1996, 2003 e 2009 para 11 regiões metropolitanas. Esses pesos são mostrados na figura 2. Tem-se que habitação e alimentação são grupos que mais pesam nos orçamentos familiares, representando conjuntamente mais que 50% do total de gastos. Nota-se também que a parcela destinada para gastos com habitação elevou-se em quase todas as regiões consideradas, sendo que em contrapartida a parcela despendida com alimentação, segundo maior gasto, reduziu-se no período da pesquisa.

Já as despesas com transporte corresponde ao terceiro maior gasto dentro do orçamento familiar para quase todas as localidades, sendo que possuiu aumento de participação no orçamento entre os anos de 2003 e 2009. As despesas com vestuário e saúde e despesas pessoais compõe o terceiro e quarto lugares, trocando de posições entre si, no quadro geral. Por fim, o grupo de despesas com educação ocupa o último lugar, variando entre 3% e 8% do orçamento doméstico mensal.

|  |  |
| --- | --- |
|  |  |
|  |  |
|  |  |
|  |  |
|  |  |
|  |  |

**Figura 2. Importância (peso) dos grupos de bens e serviços nos orçamentos familiares**

Fonte: Almeida e Azzoni (2013).

Almeida e Azzoni (2013) também calcularam níveis de custo de vida para nove regiões metropolitanas brasileiras, mais as cidades de Goiânia e Distrito Federal, no período de 1996 a 2012 usando o método do *Country Product Dummy*. Os resultados estimados pelos autores-- apresentados como médias trienais na figura 3--sugerem que os níveis relativos de custo de vida não se alteraram de modo significativo entre o período da pesquisa intra-RMs, sendo que São Paulo, Rio de Janeiro e Brasília sustentaram os maiores níveis. A cidade de Goiânia passou de uma posição abaixo da média para se tornar a terceira região mais cara do país ao final do período. Já as regiões metropolitanas de Salvador, Fortaleza e Recife, continuam sendo as que possuem menores níveis comparativos de custo de vida.

**Figura 2. Níveis Comparativos de Custo de Vida nas Regiões Metropolitanas Brasileiras**

Fonte: Almeida & Azzoni (2013)

O objetivo deste artigo consiste em testar se as diferenças nos custos de vida calculados por Almeida e Azzoni (2013) para os anos de 1996, 2003 e 2009 são balanceadas por diferenças nos salários mensal, como proposto pelo modelo econômico de Winters (2009). A hipótese principal que norteia este estudo é que trabalhadores que vivem em regiões mais caras devem receber uma compensação completa (*full-compensation*) através de maiores salários para viver com as diferenças de custo e manter a sua utilidade constante.

De acordo com Greenwood et al. (1991), se afirmamos que se o sistema econômico inter regional está em um equilíbrio, diferenciais de preços e salários podem ser usados como *proxies* para quantificar diferenças na qualidade de vida dos indivíduos. Desta forma, ao considerar o mecanismo de equilíbrio, o problema endogeneidade das variáveis advém do fato da simultaneidade: uma ou mais variáveis explicativas são determinadas conjuntamente com a variável dependente. Para o caso aqui considerado, as variáveis de salário e custos, seriam determinadas simultaneamente no mercado. Para corrigir esse problema e para testar a robustez dos dados serão utilizados os métodos de estimação GMM e 2SLS.

Este trabalho possui como motivação o fato de que estudos que abordam a questão de compensação salarial devido de altos custos, ainda serem escassos no Brasil. Por isso, este estudo visa contribuir de forma significativa para o debate deste assunto na literatura.

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta motivação. Na Seção 2, foi apresentada uma breve revisão literária dos principais estudos publicados que analisam a questão de custo de vida, salários e qualidade de vida. A Seção 3 é composta do modelo teórico e dos métodos de estimação utilizados neste estudo. A Seção 4 resume informações sobre a base de dados e suas fontes. A Seção 5 mostra os principais resultados estimados. As principais conclusões se encontram na Seção 6.

**2. Revisão de Literatura**

Esta seção busca sintetizar os resultados dos principais trabalhos publicados na área de compensação salarial frente a altos custos de vida.

De acordo com Greenwood et al. (1991), estudos que visam mensurar a qualidade de vida ao nível regional tem sido desenvolvidos utilizando níveis de salários e renda. Estes autores defendem que, em equilíbrio, diferenças nos preços e salários não necessariamente refletem diferenças das utilidades dos agentes econômicos, os quais podem ser arbitrados através de migrações. Outro aspecto da hipótese de equilíbrio nos trabalhos de qualidade de vida, é que os mercados regionais são considerados eficientes, sendo que os preços regionais rapidamente se ajustam a mudanças exógenas e desequilíbrios nas condições de oferta ou demanda (Greenwood et al., 1991). Desta forma, se o sistema econômico inter-regional está em equilíbrio, diferenciais de preços e salários representam compensações, podendo ser utilizadas como *proxies* para diferenças na qualidade de vida dos agentes.

O estudo de Dickie & Gerking (1987) buscou verificar as diferenças salariais regionais de trabalhadores *full-time* nos Estados Unidos em relação a dois aspectos: diferenças no nível médio de valor de mercado de características da força de trabalho, como nível de educação e experiência, e também mudanças na taxa de retorno dessas mesmas características. Os autores encontraram que os fatores inter-regionais e o movimento de *commodities* tendem a igualar a taxa de pagamentos dos trabalhadores em todo o país.

Beeson & Eberts (1989) estimaram a relativa importância de diferenças nas amenidades e produtividade para explicar diferenças salariais entre as regiões metropolitanas utilizando as condições de equilíbrio dos mercados da terra e do trabalho para o equilíbrio entre famílias e firmas locais. Os autores consideram um modelo no qual as cidades possuem características diversas que podem afetar tanto a utilidade das famílias quanto a produtividade das firmas. Em equilíbrio a utilidade entre trabalhadores e custo unitário entre firmas são os mesmos, e os salários e renda da terra são diferentes, para poder compensar os trabalhadores pelas diferenças inter-regionais. Os resultados encontrados pelo modelo estimado mostram que há predominância das diferenças de produtividade como determinante das diferenças entre salários.

O trabalho feito por DuMond et al. (1999) estimou a elasticidade entre salários e preços utilizando como índice de preço, índices de custos. Este estudo desenvolve um índice de preços para 185 áreas metropolitanas que compreendem cerca de 70% da força de trabalho dos EUA. Também utilizaram dados populacionais e dados sobre as amenidades locais para estimar os diferenciais de renda com base em salários nominais. Os autores encontraram que a dispersão nos salários reais aproximados entre as 185 áreas metropolitanas são substancialmente menores do que a dispersão dos salários nominais.

Já o estudo feito por Gabriel et al. (2003) fornece estimativas da evolução do ranking de qualidade de vida dos estados norte-americanos no período de 1981-1990. Os principais resultados encontrados pelos autores indicam que o ranking de qualidade de vida é relativamente estável ao longo do tempo. Todavia, encontram também uma deterioração substancial no ranking de qualidade de vida de alguns estados que tiveram rápido crescimento populacional durante a década de 80. Os autores acreditam que tal deterioração adveio do baixo investimento em infraestrutura, aumento de congestionamento do tráfego, e aumento da poluição. Desta forma, ao melhorar alguns destes fatores, haverá precisamente ascensão no ranking de qualidade de vida (Gabriel et al., 2003). Os autores analisam quais características das amenidades mais afetam a mensuração da qualidade de vida no nível de estados.

Berger et al. (2007) analisou se o equilíbrio do modelo de compensação de diferenças para amenidades pode ser aplicado para as cidades russas. As equações estimadas para os salários e habitação pelos autores, sugerem que os trabalhadores são compensados por diferenças no clima, condições ambientais, conflitos éticos, taxas de criminalidade e condições de saúde, mesmo depois de controladas as características dos trabalhadores, ocupação, indústria, e condições econômicas e variações nas características de habitação. As cidades que estão melhores no ranking de qualidade tendem a estar em áreas relativamente mais quentes e mais ao ocidente, que corresponde a parte europeia do país.

Albouy (2008), embora observando a relação entre qualidade de vida e a proporção do custo de vida no nível de salários, obteve estimativas que apontam que nem o tamanho da população e nem a sua densidade impactam na qualidade de vida das cidades norte americanas, uma vez que as amenidades associadas com o processo de urbanização foram capazes de mitigar os potenciais efeitos negativos. O modelo proposto pelo autor indica que um aumento de 1% nos salários está associado a um aumento de 1,5% no custo de habitação, controlando as amenidades. De acordo com o autor, esse resultado é menor do que os resultados apontados por estudos anteriores, que obtiveram estimativas na ordem de 3% a 4%.

Winters (2009) analisa a relação de equilíbrio existente entre salários e o nível de preços ao longo do mercado de trabalho. O autor leva em consideração a hipótese de equilíbrio espacial, que ao criar um modelo que leve em consideração as amenidades de cada área, a elasticidade entre os salários e o nível geral de preços deve ser igual a um. Os resultados encontrados indicam que quando os preços de habitação são mensurados pelos valores de alugueis e o nível geral de preços é instrumentado, a relação da elasticidade unitária se mantém, controlando-se as amenidades.

**3. Metodologia**

Esta seção é composta de duas subseções. A primeira descreve o modelo teórico utilizado no artigo, bem como suas pressuposições e a segunda subseção se refere ao método de estimação do modelo.

**3.1 Modelo teórico**

Este estudo parte do modelo proposto por Winters (2009) o qual apresenta um modelo que relaciona o nível de preços e os salários, entre cidades e regiões. Este modelo tem por base algumas pressuposições básicas como: as firmas produzem apenas dois bens, e , com retornos constantes de escala, usando na função produção, trabalho (), capital () e terra (), dadas as diferenças locais devido as amenidades (). O produto marginal do trabalho, capital e terra são todos não negativos e podem tanto aumentar ou diminuir de acordo com as variações nas amenidades. O preço do capital é determinado exogenamente e normalizado para a unidade, enquanto que os preços do trabalho () e da terra () são determinados no mercado competitivo local.

Os trabalhadores maximizam sua utilidade sujeita a sua restrição orçamentária. Assim, Winters (2009) propõem um modelo em que a função utilidade indireta pode ser expressa na relação entre salários e preços de e , dada as amenidades locais:

(1)

O autor mostra que tomando o diferencial de ambos os lados da equação (1) e aplicando a identidade de Roy, para , tem-se que:

(2)

Dividindo a equação (2) por e a convertendo para a forma logarítmica:

(3)

A equação (3) mostra que, controlando os efeitos das amenidades, o aumento de 1% no preço de requer um aumento na mesma magnitude nos gastos com em relação ao salário, para a utilidade se manter constante. O mesmo é válido para o bem . Assim, a elasticidade entre preços e salários para um determinado bem, deve ser igual a parcela do orçamento gasto nesse bem. Desta forma, se temos que a soma dos gastos de consumo é equivalente ao total da renda do trabalho, , então um aumento de um por cento nos preços dos bens, requer um aumento também de um por cento na renda do trabalho, a fim de se manter igual a utilidade (Winters, 2009). Assumindo que não há restrição de migração ou mobilidade entre regiões e que os trabalhadores possuem habilidades homogêneas, este modelo sugere que deve haver compensação salarial para a diferença nos preços entre as regiões.

Destarte, Winters (2009) propõe o seguinte modelo econométrico com o intuito de testar a hipótese da compensação salarial para as diferentes regiões. Assume-se que:

(4)

onde:

é o salário recebido pelo trabalhador na cidade ;

é o vetor de características pessoais (educação, gênero, raça, etc.) do trabalhador na cidade ;

é o nível de preços na cidade ;

é o vetor de amenidades da cidade ;

é o termo de erro com média zero.

Ao estimar a equação (4), as elasticidades entre custos e salários são geradas e representam compensações que os trabalhadores recebem ao residirem em locais com altos custos de vida e diferentes amenidades. O que se objetiva testar neste trabalho é a hipótese de *full-compensation* que corresponde a testar a hipótese de elasticidade unitária entre os níveis de custos de vida e salários.

Como já mencionado durante a motivação do trabalho, para testar a robustez dos dados e corrigir possíveis vieses decorrentes de endogeneidade acerca das variáveis explicativas no modelo, diferentes métodos de estimação são propostos na próxima subseção.

**3.2 Métodos de Estimação**

**Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**

O primeiro método de estimação proposto corresponde aos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Este corresponde a uns dos métodos de estimação mais simples existentes na econometria. Porém, o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários é o mais eficiente entre os estimadores lineares quando nenhuma das hipóteses básicas é violada.

Considere a seguinte equação linear na forma matricial:

(5)

então:

(6)

O objetivo do método OLS corresponde a minimizar a soma de quadrados dos erros, isto é, minimizar:

(7)

A condição necessária para o mínimo corresponde a . Desta forma tem-se:

(8)

que corresponde ao estimador OLS (Cameron and Trivedi, 2005).

Entretanto, devido ao problema da endogeneidade de preços e salários, buscou-se também utilizar outros dois métodos de estimação descritos a seguir.

**Método dos Momentos Generalizados (GMM) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS)**

O problema da endogeneidade entre preços e salários decorre do fato de ambas serem determinadas conjuntamente no mercado. Para se evitar inconsistência desta característica do modelo, utilizou-se os estimadores conhecidos por *Generalized Method of Moments* (GMM) e por *2-Stage Least Squares* (2SLS). O estimador 2SLS generaliza o método de *instrumental variable* (IV) quando o modelo a ser estimado possui mais instrumentos do que regressores (Cameron and Trivedi, 2005).

No caso do estimador GMM, considere a seguinte equação a ser estimada na amostra:

(9)

Para um indivíduo *i* tem-se:

(10)

A matriz de regressores tem dimensão x , no qual corresponde ao número de observações. Alguns dos regressores são endógenos, isto é, . Assim, faz-se uma partição dos regressores em e , com regressores que de acordo com acordo com a hipótese nula são endógenos e regressores que são tratados como exógenos. Desta forma, tem-se a seguinte equação:

(11)

Tem-se um conjunto de variáveis instrumentais que possui dimensão x . Este conjunto possui apenas variáveis exógenas, isto é, . Faz-se uma partição destes instrumentos em e , com instrumentos que são instrumentos excluídos e instrumentos que são os instrumentos incluídos (regressores exógenos). Os instrumentos nos dão um conjunto de momentos:

(12)

onde é x . Uma vez que todos os instrumentos são exógenos, tem-se momentos nulos, isto é, . Cada uma dessas equações corresponde a um momento amostral. Podem-se escrever esses momentos amostrais como:

(13)

(14)

A intuição que está por trás da estimação do GMM é escolher um estimador para que torne . Se a equação a ser estimada é exatamente identificada (, tem-se condições (equações) iguais a coeficientes (incógnitas) em . Neste caso, é possível encontrar a matriz que soluciona o sistema . Esse estimador GMM é idêntico ao estimador padrão de variáveis instrumentais (Cameron and Trivedi, 2005).

Se a equação é sobre-identificada, , têm-se mais equações do que incógnitas. Desta forma, não é possível encontrar uma matriz que defina todos os momentos a zero. Por essa razão, o estimador GMM escolhe o que minimiza:

(15)

onde é uma matriz de ponderação simétrica x .

Um estimador GMM para é o que minimiza . Derivando e resolvendo as condições de primeira ordem

(16)

produzem um estimador GMM de uma equação sobre-identificada, da seguinte forma:

(17)

Os resultados da minimização serão idênticos para todas as matrizes que diferem por um fator de proporcionalidade.

Tem-se que a consistência é garantida por qualquer matriz de ponderação . Assim haverá tantos estimadores GMM como haverá escolhas da matriz de ponderação . Entretanto, a eficiência não é garantida por uma matriz de ponderação arbitrária. Desta forma, deve-se escolher a matriz de ponderação ótima que produz a estimativa mais eficiente e que minimiza a variância assintótica do estimador (Hansen, 1982).

De acordo com Hansen (1982) o processo para encontrar o estimador GMM eficiente, envolve escolher , no qual é a matriz de covariância das condições de momentos :

(18)

no qual é uma matriz x e é a matriz de variância-covariância dos resíduos. Substituindo por na equação (17) para se obter o estimador GMM eficiente tem-se que:

(19)

A matriz é obtida em um primeiro estágio através da estimativa ineficiente de uma matriz diagonal que é posteriormente introduzida na expressão:

(20)

Para o estimador eficiente GMM, a validade dos instrumentos é avaliada utilizando-se a estatística de Hansen, no qual a hipótese nula conjunta corresponde se os instrumentos são válidos, ou seja, se são não correlacionados com o termo de erro e que é o valor minimizado da função objetivo GMM. Sob a hipótese nula, a estatística de teste é distribuída como qui-quadrado no número de restrições de sobre-identificação. Se o teste for significativo e rejeitar-se a hipótese nula, a validade dos instrumentos é duvidosa.

Diante da hipótese de endogeneidade, como método alternativo, estimação do modelo por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS) pode ser mais simples computacionalmente. Considere o seguinte modelo linear:

(21)

(22)

no qual pode ser correlacionado com . Entretanto, há mais do que uma variável instrumental para e são, , ,..., tais que:

(23)

de modo que cada na equação (21) é exógeno. Se cada uma dessas variáveis tem alguma correlação com , então se pode ter diferentes estimadores de variáveis instrumentais. Assim, tem-se que, sob certas circunstâncias, o estimador de mínimos quadrados ordinários em dois estágios representa o estimador de variável instrumental mais eficiente.

A fim de ilustrar o método 2SLS, define-se um vetor de variáveis exógenas por de ordem x , sendo . De todas as possíveis combinações lineares de que podem ser usadas como instrumento para , o método 2SLS escolhe aquele o qual é mais correlacionado com Desta forma, se for exógeno, a melhor escolha de instrumento para será ele mesmo. Deixando este caso fora da nossa análise, a combinação linear que tem maior correlação com é dada por uma projeção linear de em . Escreve-se a forma reduzida de como:

(24)

em que, por definição, possui média zero e não está correlacionado com nenhuma variável presente do lado direito da equação (24). Como qualquer combinação linear de é não correlacionada com , então:

(25)

é não correlacionado com . Na realidade, pode ser interpretado como sendo a parte de que não é correlacionada com o termo de erro, . Uma vez que e são parâmetros populacionais, não é um instrumento utilizável. Entretanto, enquanto faz-se a pressuposição padrão de que não há uma dependência linear entre as variáveis exógenas, podem-se estimar os parâmetros da equação (24) por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS):

(26)

Para cada observação , define-se um vetor Utilizando como instrumento para dado o estimador IV:

(27)

no qual a unidade é também o primeiro elemento de .

O estimador IV da equação (27) acaba por ser o estimador OLS. Note que a matriz possui ordem x e pode ser expressa como , em que a matriz de projeção é idempotente e simétrica. Portanto, . Substituindo essa relação dentro da equação (27), tem-se que o estimador IV que utiliza o instrumento pode ser escrito como . O nome do método, mínimos quadrados em dois estágios, vem desse processo.

No caso de modelos que possuem mais instrumentos do que regressores (sobreidentificados), ambos estimadores GMM e 2SLS apresentam ganhos de eficiência, embora no caso da hipótese de erros heteroscedásticos, GMM pode produzir estimativas mais eficientes (Cameron and Trivedi, 2005). No entanto, uma questão natural que emerge é se a variável presumida ser endógena poderia ser de fato exógena. Se um regressor endógeno é de fato exógeno, então o estimador OLS é mais eficiente. Dessa forma a menos que o estimador de variáveis instrumentais seja realmente necessário, o estimador OLS deve ser usado ao invés daquele.

Para testar se a variável presumida endógena é de fato endógena, realizam-se dois testes: Teste de Durbin e de Wu-Hausman. A hipótese nula destes testes é que as variáveis sob consideração podem ser tratadas como exógenas.

A diferença entre estes dois testes de endogeneidade, é que a forma que a estimativa de variância do termo de erro baseada no modelo assumindo as variáveis que estão sendo testadas como exógenas, enquanto que o teste de Wu-Hausman utiliza uma estimativa de variância do termo de erro baseada no modelo assumindo que estão sendo testadas como endógenas. Ambas estimativas da variância do erro são consistentes.

Já para testar a validade dos instrumentos utilizou-se o teste de Sargan que corresponde a um caso especial do teste J de Hansen.

Os resultados apresentados na seção 5 foram estimados com a utilização do software *Stata12.*

**4. Base de Dados**

A equação (4) foi estimada com base nos índices de custo de vida estimados por Almeida e Azzoni (2013) para 11 regiões para os anos de 1996, 2003 e 2009, a saber: Regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Fortaleza, Belém, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, mais o Distrito Federal e Goiânia. Os índices de custo utilizados foram: custo educação, custo saúde, custo alimentação, custo transporte e custo habitação. Com o intuito de verificar as diferenças entre as regiões metropolitanas, foram inclusas 4 binárias regionais que correspondem: 1) A variável região\_ne, junção da região Norte (RM de Belém) e RMs (Fortaleza, Recife e Salvador) do Nordeste representou cerca de 35,8% da amostra; 2) O Centro-Oeste, variável região\_co, (DF e Goiânia) representou 13,6% da amostra, 3) Região Sul (região\_su) que incluem as RMs de Curitiba e Porto Alegre representou 15,7% da amostra, e finalmente 4) A região Sudeste (região\_se) representava 34,8% da amostra total.

Já os dados sobre as características pessoais dos trabalhadores como renda, sexo, chefe de família, etc., foram retirados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) feito pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para os anos de 1995/1996, 2002/2003 e 2008/2009.

Com relação aos instrumentos a serem utilizados, tem-se que:

* Número de estabelecimentos escolares (estabelecimentos\_escola): corresponde ao número de estabelecimentos escolares da educação básica que englobam o ensino fundamental e o ensino médio. Os dados são do INEP (Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira) para os anos de 1996, 2003 e 2009, sendo o nível estadual uma *proxy* para regiões metropolitanas;
* Taxa de homicídios (tx\_homicidios): corresponde a taxa de homicídios por 100.000 habitantes. Estes dados foram retirados do IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada), para os anos de 1996, 2003 e 2009 para regiões metropolitanas;
* PIB-municipal (pib\_municipal): é o produto interno bruto municipal (a preços constantes de 2000). Os dados são também IPEA para os anos de 1996, 2003 e 2009 sendo o nível municipal uma *proxy* para regiões metropolitanas;
* Números de frotas (num\_frotas): corresponde o número de veículos. Foram extraídos do DENATRAM (Departamento Nacional de Trânsito) para os anos de 1998 (*proxy* para 1996), 2003 e 2009 sendo o nível estadual uma *proxy* para as regiões metropolitanas.
* Temperatura e Precipitação: foram retiradas da base de dados do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET).

As médias e desvios-padrão de todas as variáveis pertencentes à amostra de 32.630 indivíduos estão apresentados na tabela 1.

**Tabela 1. Média e Desvio-Padrão das Variáveis**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **1996** | | | **2003** | | | **2009** | | | | |
| Variáveis | Média | | Desvio-Padrão | Média | | Desvio-Padrão | Média | | Desvio-Padrão | |
| Rentrab† | 1.598,37 | | 30,08 | 1.379,45 | | 25,57 | 1.865,91 | | 42,63 | |
| Custo\_educ | 1,007431 | | 0,0033568 | 1,011397 | | 0,0035029 | 1,012802 | | 0,0026309 | |
| Custo\_saude | 1,005131 | | 0,001631 | 1,001375 | | 0,0018789 | 1,009885 | | 0,001781 | |
| Custo\_alimentacao | 0,9984551 | | 0,0007331 | 0,9958671 | | 0,0006816 | 1,001058 | | 0,0005801 | |
| Custo\_transporte | 1,00765 | | 0,0017461 | 0,9942335 | | 0,0008368 | 1,0009 | | 0,0007653 | |
| Custo\_habitaçao | 1,006486 | | 0,0024225 | 0,9931604 | | 0,0021325 | 1,003026 | | 0,0014166 | |
| Idade | 33,30 | | 0,21 | 33,72 | | 0,18 | 36,18 | | 0,17 | |
| Sexo | 0,61 | | 0,01 | 0,55 | | 0,01 | 0,53 | | 0,01 | |
| Chefe | 0,43 | | 0,01 | 0,47 | | 0,01 | 0,48 | | 0,01 | |
| Filho | 0,33 | | 0,01 | 0,25 | | 0,01 | 0,24 | | 0,01 | |
| Outros | 0,09 | | 0,00 | 0,08 | | 0,00 | 0,06 | | 0,00 | |
| Temperatura | 21,55 | | 0,025 | 22,60 | | 0,04 | 22,72 | | 0,04 | |
| Precipitaçao | 150,58 | | 0,35 | 123,86 | | 0,47 | 162,92 | | 0,35 | |
| Populaçao | 0,19 | | 0,00 | 0,18 | | 0,00 | 0,18 | | 0,00 | |
| Estabelecimentos\_escola | 13.902,85 | | 61,99 | 17.219,02 | | 105,50 | 17.097,43 | | 117,39 | |
| Tx\_homicidios | 46,45 | | 0,20 | 48,19 | | 0,14 | 31,76 | | 0,20 | |
| PIB\_municipal | 75.500.000 | | 81.3693,8 | 75.300.000 | | 10.346.78 | 92.200.000 | | 11.064.32 | |
| Num\_frotas | 4251194 | | 57910,97 | 5976284 | | 85050,72 | 8756998 | | 11.0439,1 | |
| No. observações | | 15.504 | | | 7.551 | | | 9.575 | |
| Total de observações = 32630 | | | | | | | | | |

† Deflacionado com base no INPC (Base=2013).

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados descritos na tabela 1 indicam que a renda média dos trabalhadores assalariados presentes na amostra cresceu pouco entre os anos de 1996 e 2009 nas regiões metropolitanas em termos reais. Já as variáveis de custo mostram que os custos médios de educação, saúde, alimentação tiveram aumento em seus índices, enquanto que os custos médios de transporte e habitação apresentaram pequena diminuição.

Os valores também sugerem que a idade média dos indivíduos considerados na amostra aumentou no período, acompanhando o aumento da expectativa de vida dos brasileiros. A participação dos homens na amostra diminuiu durante a pesquisa, sendo que em 1996 eram 61% passando para 53% em 2009.

Os indivíduos na condição de chefe de família tiveram maior participação, de 43% para 48%, enquanto que indivíduos na condição de filho obtiveram menor participação, de 33% para 24%, que pode estar relacionado com o fato de os jovens saírem cada vez mais cedo das casas dos pais para estudar ou mesmo para iniciar carreira profissional, saindo assim da condição de filho e assumindo a condição de chefe.

A média de estabelecimentos escolares cresceu significativamente, comportamento também notado para o PIB municipal para os anos considerados e a taxa de homicídio média teve queda de aproximadamente 15% nas regiões metropolitanas. Já as médias observadas para a temperatura e precipitação não tiveram alterações significativas, ao contrário da média do número de frotas que mais que dobrou durante o período considerado.

Hipóteses podem ser aferidas em relação aos sinais esperados dos coeficientes para algumas das variáveis utilizadas no modelo. Como a renda do trabalho (salário) entra com variável dependente, é esperado um coeficiente positivo para os custos de educação, saúde, alimentação, transporte e habitação, pois se espera que variações positivas nesses custos ocasionem variações positivas nos salários.

Para as variáveis de idade e idade ao quadrado é esperado coeficiente positivo para o primeiro e negativo para o segundo, uma vez que a renda cresce com o aumento da idade, mas cresce a taxas decrescentes.

É esperado também coeficiente positivo para a variável sexo, pois acredita-se que homens ainda auferem maiores rendimentos do que mulheres. Já os sinais dos coeficientes de chefe e filho, espera-se que sejam um positivo e outro negativo, respectivamente, pois indivíduos na condição de chefe de família geralmente se encontram em empregos de maiores remunerações, enquanto que indivíduos na condição de filhos, ainda são dependentes financeiramente dos pais, ou estão no começo de suas carreiras profissionais.

**5. Resultados**

O primeiro método de estimação proposto para a equação (4) corresponde ao método de Mínimos Quadrados Ordinários. As variáveis de custo (custo educação, saúde, alimentação, transporte e habitação) são consideradas exógenas para essa primeira estimação. A variável dependente é logaritmo natural do salário (renda do trabalho) e as variáveis explicativas são os logaritmos naturais dos custos, além do vetor de características pessoais que inclui idade, idade ao quadrado, sexo, condição na família (chefe, filho), temperatura, precipitação, população total, duas bináriaspara os anos de 1996 e 2003 com o intuito de captar diferenças entre as pesquisas e os contextos históricos no qual estavam implementados e três bináriasregionais, sendo a região sudeste considerada base. É importante relembrar que apenas a renda mensal de trabalhadores (do setor público ou do setor privado) que auferiram algum rendimento na forma de salário foram considerados na análise como variável dependente nos modelos estimados. Vale ressaltar que as variáveis temperatura e precipitação são consideradas como variáveis explicativas no método OLS e como instrumentos nos métodos de GMM e 2SLS. Os resultados obtidos estão apresentados na tabela 2.

**Tabela 2. Resultados Regressão onde a variável dependente é renda do salário mensal.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | **OLS** | **GMM** | **2SLS** |
| lncusto\_edu | -0,1113 | -0,0683 | -0,1161 |
|  | (0,09) | (0,18) | (0,18) |
| lncusto\_sau | 0,2036 | 0,8496\*\*\* | 0,8863\*\*\* |
|  | (0,25) | (0,28) | (0,28) |
| lncusto\_ali | -0,3252\* | 0,2121 | 0,1565 |
|  | (0,19) | (0,33) | (0,33) |
| lncusto\_trans | 0,6097\*\*\* | 0,4329\* | 0,4133 |
|  | (0,12) | (0,26) | (0,26) |
| lncusto\_ha | 0,4387\*\*\* | 0,7941\*\*\* | 0,7750\*\*\* |
|  | (0,09) | (0,21) | (0,21) |
| idade | 0,0185\*\*\* | 0,0183\*\*\* | 0,0184\*\*\* |
|  | (0,00) | (0,00) | (0,00) |
| idade2 | -0,00002\*\*\* | -0,00002\*\*\* | -0,00002\*\*\* |
|  | (0,00) | (0,00) | (0,00) |
| sexo | 0,2215\*\*\* | 0,2203\*\*\* | 0,2211\*\*\* |
|  | (0,02) | (0,02) | (0,02) |
| chefe | 0,1734\*\*\* | 0,1755\*\*\* | 0,1750\*\*\* |
|  | (0,03) | (0,03) | (0,03) |
| filho | -0,2078\*\*\* | -0,2064\*\*\* | -0,2068\*\*\* |
|  | (0,03) | (0,03) | (0,03) |
| outros | -0,2692\*\*\* | -0,2694\*\*\* | -0,2685\*\*\* |
|  | (0,04) | (0,04) | (0,04) |
| temp | -0,0071 |  |  |
|  | (0,01) |  |  |
| prec | 0,0008\*\* |  |  |
|  | (0,00) |  |  |
| pop | 0,4719\*\*\* | -0,4427\* | -0,3805 |
|  | (0,17) | (0,26) | (0,26) |
| regiao\_ne | -0,2525\*\*\* | -0,1600\*\* | -0,1779\*\* |
|  | (0,05) | (0,07) | (0,07) |
| regiao\_co | 0,2340\*\*\* | 0,0225 | 0,0359 |
|  | (0,04) | (0,07) | (0,07) |
| regiao\_su | 0,1485\*\*\* | 0,1420\*\*\* | 0,1428\*\*\* |
|  | (0,05) | (0,02) | (0,03) |
| Controle de ano | sim | sim | sim |
| \_cons | 5,7718\*\*\* | 5,9078\*\*\* | 5,9008\*\*\* |
|  | (0,23) | (0,07) | (0,07) |
| *N* | 32.630 | 32.630 | 32.630 |
|  | 0,2195 | 0,2183 | 0,2184 |
| F | 278,03 |  |  |
| Wald |  | 5.591,45 | 5.549,12 |

Erros padrão em parênteses abaixo dos coeficientes. Nota: \* *p* < 0.10, \*\* *p* < 0.05, \*\*\* *p* < 0.01.

Fonte: Elaboração própria.

Ao analisar os coeficientes referentes ao custo, nota-se que a maior elasticidade encontrada refere-se aos custos de transporte, seguidos pelos custos de habitação, ambos positivos. Já os coeficientes para os custos de educação, saúde não foram significativos, sendo por essa razão, inadequado estabelecer relações sobre seus impactos na renda salarial. Entretanto, o que deve se observar é o coeficiente negativo e significativo a 10% para os custos de alimentação, indicando que, aumentos nos custos dos alimentos teriam um impacto inversamente proporcional sobre os salários. Este resultado, por si só, pode ser um indício de que devido ao problema da endogeneidade de custos e salários, as estimativas obtidas seriam viesadas e ineficientes, indicando a necessidade de métodos de estimação alternativos.

Os coeficientes da binárias para os anos foram significativos, sugerindo que há, de fato, diferenças entre as pesquisas. Os resultados também mostram que trabalhadores das RMs nordestinas aferiram menores salários aos trabalhadores das RMs do Sudeste (variável omitida). Por outro lado, trabalhadores das RMs sulistas e do Centro-Oeste aferiram maiores salários comparativamente aos do Sudeste.

O coeficiente para idade é positivo e para idade ao quadrado é negativo, sugerindo que os salários aumentam com o aumento da idade, mas a uma taxa decrescente, como aponta a literatura sobre o ciclo da vida. Trabalhadores do sexo masculino possuem maiores salários, enquanto um indivíduo na posição de filho recebe menores salários.

Devido aos problemas de endogeneidade que existe entre custos e salários determinados simultaneamente no mercado, como citado anteriormente, qualquer estimativa obtida através do método OLS torna-se viesada e ineficiente. Dessa forma, com o intuito de equacionar este problema e conseguir estimativas robustas, o modelo sugerido foi estimado com dois outros métodos, GMM e 2SLS que levam em consideração o uso de variáveis instrumentais.

Ao estimarmos a equação proposta pelos métodos GMM e 2SLS tem-se a necessidade de se testar a validade das variáveis que foram utilizadas para instrumentalizar as variáveis endógenas. Esta avaliação será feita através de testes descritos na seção metodologia e seus valores se encontram na tabela 3.

**Tabela 3. Testes**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Testes** | **GMM** | **p-valor** | **2SLS** | **p-valor** |
| J de Hansen | 1,46 | 0,23 |  |  |
| Sargan |  |  | 1,61 | 0,20 |
| Durbin |  |  | 33,80 | 0,00 |
| Wu-Hausman |  |  | 7,67 | 0,00 |

Fonte: Elaboração própria.

O primeiro corresponde ao teste J de Hansen que testa sob a hipótese nula, a validade dos instrumentos e se são exógenos, ou seja, não correlacionados com o termo de erro. Este teste é realizado apenas para o método GMM. O valor do teste J é igual a 1,46 com p-valor igual a 0,23. Dessa forma, o valor do teste é não significativo a 5%, indicando assim, que deve não se rejeitar a hipótese nula. Portanto, os instrumentos são válidos e não correlacionados com o termo de erro.

Os próximos testes são aplicados ao método 2SLS. O teste para validade dos instrumentos para este método é o teste de Sargan, que corresponde a uma variação do teste de Hansen e possui a mesma hipótese nula. O valor encontrado para o teste de Sargan é de 1,61 com p-valor igual a 0,20. Assim, o valor do teste é não significativo a 5%, indicando que deve não se rejeitar a hipótese nula. Logo, os instrumentos são válidos e não correlacionados com termo de erro aleatório.

Para a estimação de 2SLS, também foram realizados mais dois testes sobre endogeneidade. Os testes de Durbin e de Wu-Hausman, testam sob a hipótese nula se as variáveis consideradas endógenas deveriam ser tratadas como exógenas. No nosso caso, estes procedimentos testam se as variáveis de custo (custos educação, saúde, alimentação, transporte e habitação) deveriam ser consideradas exógenas e não endógenas como proposto pela estimação 2SLS. Ambos os testes são significativos, indicando que se deve rejeitar a hipótese nula.

Deste modo, as variáveis de custo devem continuar sendo tratadas como variáveis endógenas e os métodos de estimação GMM e 2SLS são de fato, os que proporcionam estimativas mais consistentes e eficientes e como pode se perceber mais próximas a realidade, uma vez que no método de OLS, o coeficiente para os custos de alimentação era negativo, indicando que um aumento nos custos dos alimentos proporcionaria uma queda nos salários, o que como senso comum não se observa no dia a dia, mesmo considerando a sazonalidade de produtos agrícolas. Entretanto, a hipótese merece mais atenção por estudos futuros.

A tabela 2 também fornece os resultados encontrados para a estimação da equação (4) através do GMM e 2SLS. Para estes métodos de estimação as variáveis de custo são consideradas endógenas e os instrumentos utilizados foram: temperatura, precipitação, número de estabelecimentos escolares, taxa de homicídio, PIB-municipal e o número de frotas.

Os coeficientes estimados pelos dois métodos, GMM e 2SLS, apresentaram resultados esperados para as variáveis de custo, a exceção para a variável custo com educação. No entanto, seu coeficiente não se mostrou estaticamente significativo aos níveis 1%, 5% ou 10%.

O primeiro resultado que deve se observar, é a mudança de sinal apresentada pelo coeficiente dos custos de alimentação, que embora não significativo, passou a ser positivo, sendo mais condizente com a realidade. Constata-se também que a maior elasticidade corresponde aos gastos com saúde, seguidos dos gastos de habitação e transporte. Entretanto, nenhuma das elasticidades satisfaz a condição de *full-compensation*, ou seja, nenhum dos custos de vida apresentou elasticidade unitária como proposto por Winters (2009). Ele mostra que para haver full-compensation no salário, os coeficientes dos custos nas estimações deveriam apresentar todos elasticidades de no mínimo igual a 1,0, o que não se observou.

O valor do coeficiente da variável idade é positivo e para variável idade ao quadrado é negativo. Isso indica que apesar dos salários aumentarem com a evolução da idade, o crescimento desta se dá a taxas decrescentes. Indivíduos do sexo masculino ou chefes de família recebem maiores salários, enquanto que indivíduos na situação filho possuem menores salários. As binárias para os anos são significativas, o que comprova que houve diferenças entre os anos da pesquisa.

Assim, ao analisar os resultados das estimações de GMM e 2SLS a hipótese de completa compensação (*full-compensation*) não é satisfeita para nenhum dos custos, sendo que o mais que se aproximou dessa condição foram os custos de saúde e em menor escala, os custos de habitação e por último os custos de transporte, significativo a 10% apenas para GMM. Dessa forma, para cada aumento de 1% nos custos de saúde, haverá uma contrapartida nos salários no valor de 0,8496%, de acordo com a estimativa do GMM. Já para os custos de educação e alimentação não há como estabelecer relações conclusivas com os salários, pois suas estimativas não foram significativas nem a 10%.

Portanto, os trabalhadores ao migrarem para regiões mais caras do país, enfrentam maiores custos de vida e ao não possuírem uma completa compensação, no caso para os custos de saúde, habitação e transporte na forma de salários mais altos, podem obter diminuição na qualidade de vida e menores níveis de bem-estar.

**6. Considerações Finais**

Na última década, o país passou por crescimento econômico moderado e taxas de inflação controladas, que contribuíram para mudanças estruturais ao nível regional, em termos de emprego e renda. As famílias foram capazes de ajustar suas restrições orçamentárias e também opções de cestas de consumo diferenciadas, melhorando assim o seu bem-estar.

Este artigo teve como objetivo analisar a relação entre o custo de vida e os salários em onze regiões metropolitanas brasileiras entre os anos de 1996 e 2009 com base nas estimativas de custo de vida calculadas por Almeida e Azzoni (2013). A hipótese considerada é que trabalhadores que enfrentam maiores custos de vida recebem uma completa compensação em seus salários. Isto é, um aumento de 1% em determinado custo, deveria aumentar o salário em também 1% (elasticidade unitária).

O modelo proposto para esta análise seguiu o modelo sugerido por Winters (2009). As variáveis de custo foram consideradas exógenas em uma primeira análise, na qual foi utilizado o método OLS. Entretanto, devido ao problema de simultaneidade, as variáveis de custo e salários são determinadas simultaneamente no mercado, as variáveis de custo foram consideras endógenas em uma segunda análise, na qual foi utilizado o método de GMM e 2SLS para tratar o problema e desta forma se obter estimativas consistentes e eficientes. Os testes proposto para o método 2SLS, comprovaram que as variáveis de custo devem ser tratadas de fato como endógenas.

Portanto, ao analisar os resultados, conclui-se que a hipótese de *full-compensation* não é observada para nenhum dos custos. Os custos que mais impactam nos salários são os custos de saúde, habitação e transporte, nessa ordem respectivamente, entretanto, todos esses apresentaram elasticidades menores do que um. Para as variáveis de custo educação e alimentação não são possíveis estabelecer relações conclusivas, uma vez que suas estimativas não foram significativas. Dessa forma, os trabalhadores que migram para regiões mais caras do país, enfrentam maiores custos de vida, e ao não possuírem uma completa compensação na forma de salários mais elevados, não conseguem manter seus níveis de utilidade constante, podendo obter diminuições na qualidade de vida e menores níveis de bem-estar.

**REFERÊNCIAS**

**\_\_\_\_\_\_\_\_\_.**“Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil”.

Disponível em: http://www.atlasbrasil.org.br

**\_\_\_\_\_\_\_\_\_.** “Departamento Nacional de Trânsito” (DENATRAM). Disponível em: http://www.denatran.gov.br

\_\_\_\_\_\_\_\_\_. Instituto Nacional de Meteorologia (INMET). Disponível em: http://www.inmet.gov.br

**\_\_\_\_\_\_\_\_\_.“**Sinopses Estatísticas da Educação Básica”. INEP. Disponível em: http://portal.inep.gov.br

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Disponível em: http://www.ipeadata.gov.br

**\_\_\_\_\_\_\_\_\_.**“Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF)”. *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. Disponível em: http://www.ibge.gov.br

**Albouy, D.** (2008), Are the big cities really bad places to live? Improving quality of life estimates across cities. *NBER Working Paper*, 14472.

**Almeida, A.N.; Azzoni, C.R.** (2013), Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2012. *TD Nereus* 11-2013, São Paulo.

**Azzoni, C. R.** (2001), Economic growth and regional income inequality in Brazil. The Annals of Regional Science**,** 35(1), 133–152.

**Azzoni, C. R., Guilhoto, J., Silveira, F. G., Menezes, T., Haddad, E. A., Hazegawa, M.** (2009), Commodity price changes and their impacts on poverty in Developing Countries: the Brazilian case. *Studies in Regional Science* / Chiikigaku kenky, 39, 131 – 147.

**Baum, C. F.** (2006), An Introduction to Modern Econometrics Using Stata. College Station, TX: *Stata Press.*

**Beeson, P.E.; Eberts, R.W.** (1989), Identifying productivity and amenity effects in interurban wage differentials. *Review of Economics and Statistics* 71 (3), 443-452.

**Berger, M.C.; Blomquist, G.L.; Peter, K.S.** (2007), Compensating differentials in emerging labor and housing markets: Estimates of quality of life in Russian cities. *Journal of Urban Economics* 63, 25–55.

**Cameron, A. and Trivedi, P.** (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.

**Cameron, A.C. e Trivedi, P.K.** (2009), *Microeconometrics using Stata*, StataCorp LP., College Station, Texas. *Stata Press*.

**Dickie, M.; Gerking, S.** (1987), Interregional wage differentials: an equilibrium perspective. *Journal of Regional Science* 27 (4), 571-585.

**DuMond, J.M., Hirsch, B.T., Macpherson, D.A.** (1999), Wage differentials across labor markets and workers: does cost of living matter? *Economic Inquiry* 37 (4), 577–598.

**Gabriel, S.A.; mattey, J.P.; Wascher, W.L.** (2003), Compesating differentials and evolution in the quality of life among US states. *Regional Science and Urban Economics* 33 (5), 619-649.

**Greenwood, M. J., hunt, G. L.; Rickman, D.S., treyz, G.L.** (1991), Migration, regional equilibrium and the estimation of compensating differentials. *American Economic Review* 81 (5), 1382-1390.

**Hansen, L.** (1982), Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50: 1029-1054.

**Menezes, T. A.; Silveira-Neto, R.M.; Azzoni, C.R.** (2012). Demography and evolution of regional inequality. *The Annals of Regional Science***,** 49, 643–655.

**Winters, J.V.** (2009), Wages and prices: Are workers fully compensated for cost of living differences? *Regional* *Science and Urban Economics*, 39, 632–643.

**Wooldridge, J.M.** (2007), Econometric analysis of Cross Section and Panel Data. 2nd edition.Massachusetts. *The MIT Press*.

1. Mestranda em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. E-mail: galvao.mariacristina@gmail.com [↑](#footnote-ref-1)
2. Professor do Departamento de Economia – ESALQ/USP. E-mail: alex.almeida859@gmail.com [↑](#footnote-ref-2)
3. Professor do Departamento de Economia-ESALQ/USP. E-mail: hspolador@usp.br [↑](#footnote-ref-3)
4. Professor Titular do Departamento de Economia – FEA/USP. E-mail: cazzoni@usp.br [↑](#footnote-ref-4)