

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Dois ensaios sobre consumo das famílias com base na Pesquisa de
Orçamentos Familiares (POFs)**

Maria Cristina Galvão

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Economia
Aplicada

**Piracicaba
2015**

Maria Cristina Galvão
Bacharel em Ciências Econômicas

**Dois ensaios sobre consumo das famílias com base na Pesquisa de Orçamentos
Familiare (POFs)**

Orientador:
Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestra em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2015**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Galvão, Maria Cristina

Dois ensaios sobre consumo das famílias com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POFs) / Maria Cristina Galvão. - - Piracicaba, 2015.
92 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Consumo Familiar 2. Custo de Vida 3. Regiões Metropolitanas 4. Gênero
5. Salários I. Título

CDD 339.47
G182d

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus, por ter me mantido forte nestes dois anos de mestrado. O caminho percorrido não foi fácil, porém Ele nunca permitiu que eu me abalasse por nada, mas sim que eu mantivesse a calma e persistência para alcançar meus objetivos. Obrigada, Deus, por me conservar firme na fé.

Ao meu orientador Prof. Dr. Alexandre Nunes de Almeida, pelo conhecimento compartilhado, pelos conselhos, pelo apoio no desenvolvimento da dissertação, pela paciência em ensinar a como tratar os problemas e as bases de dados e também por toda motivação que com certeza foram fundamentais para que eu não desanimasse.

Agradeço também a valiosa colaboração da banca de qualificação, composta pelos professores Humberto Spolador, Carlos Azzoni e Cassiano Bragagnolo, para o aprimoramento deste trabalho.

Aos meus pais, João e Eva, por todo o carinho e amor que dedicam a mim e por todo o respeito e incentivo que dão à minha carreira acadêmica. Obrigada, meu pai, por tudo e pelas ajudas financeiras nos momentos mais necessitados. Obrigada, minha mãe, por toda atenção dedicada a mim sempre que vou visitá-la e também por preparar as comidas que mais gosto! Ao meu irmão, Juninho, por fazer companhia ao nosso pai. Agradeço também à minha cunhada, Amanda, por sempre me receber com tanta alegria quando volto para casa.

Ao meu namorado João Renato, por toda a paciência, compreensão e amor dedicado a mim nesses dois anos de namoro, em especial nos meus momentos mais turbulentos e atarefados. Obrigada por sempre me tratar tão bem e por me mimar com vários chocolates. Agradeço também à família de meu namorado, meu sogro Jorge, minha cunhada Juliana e principalmente, em memória, minha sogra Aparecida Silva, que infelizmente não acompanhou a conclusão deste trabalho.

Aos meus amigos e colegas de Piracicaba, Roberta, Camila, Henrique Maxir, Renata e também às meninas do doutorado Mirian, Dienice, Mari e Angel pela companhia e convivência. Agradeço também aos amigos que fiz na graduação na UNESP/Araraquara e que comigo conviveram aqui também na Esalq, Bariri, Josimar, Rodrigo e Marcelo.

Aos meus amigos do Ministério Cristarte de Araraquara, Carlinho, Day, Pedro, Gabi, João Gabriel, Isa, Tim, Alex, José, Nayara, Carol e Giovana, agradeço pela caminhada perseverante junto à missão e pela amizade construída pela fé. Agradeço também à Edilma e ao Saú, por sempre me acolher tão bem em sua casa, e também por todas as refeições, principalmente o leite com café pela manhã dos domingos. Agradeço também as minhas amigas Vanessa e Tarsila por todo o carinho e acolhida sempre que vou para Araraquara.

Ao programa de pós-graduação em Economia Aplicada da Esalq, em especial a Aline e Maielli, por sempre nos lembrar de cumprir a risca as datas de matrículas, relatórios e etc.

E por fim, agradeço ao Conselho de Aperfeiçoamento Técnico (Capes) pelo financiamento do mestrado nestes dois anos, sem o qual a realização deste trabalho não teria sido possível.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	9
LISTA DE FIGURAS	11
LISTA DE TABELAS	13
1 INTRODUÇÃO.....	15
Referências	16
2 CUSTO DE VIDA E SALÁRIOS PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS	19
Resumo	19
Abstract.....	19
2.1 Introdução.....	20
2.2 Revisão bibliográfica	26
2.3 Metodologia.....	29
2.3.1 Modelo teórico.....	29
2.3.2 Métodos de Estimação.....	31
2.4 Base de Dados	37
2.5 Resultados.....	40
2.6 Considerações Finais	48
Referências	49
3 O PADRÃO DE CONSUMO E COMPORTAMENTO FAMILIAR POR GÊNERO NO BRASIL: ANÁLISE USANDO A PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES	53
Resumo	53
Abstract.....	53
3.1 Introdução.....	54
3.2 Revisão bibliográfica.....	56
3.2.1 Modelagem de Comportamento das Famílias: Modelo Unitário <i>versus</i> Modelo Coletivo	56
3.2.2 Trabalhos publicados no tema	59
3.3. Metodologia.....	63
3.3.1 Função consumo ou Curva de Engel.....	63
3.3.2 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)	64
3.3.3 Modelo Tobit.....	64
3.4 Dados.....	67

3.5 Resultados	71
3.6 Considerações Finais.....	82
Referências.....	84
4 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	87
Referências.....	88
ANEXO.....	89

RESUMO

Dois ensaios sobre consumo das famílias com base na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POFs)

Estudos que abordam o consumo familiar possuem grande importância para o entendimento dos perfis de gastos dos indivíduos brasileiros de diversas regiões e classes econômicas, pois contribuem para compreender os diferentes níveis de desenvolvimento social e econômico nos quais se encontram. Posto isso, o trabalho busca contribuir com esses desenvolvimentos relacionados ao consumo dos indivíduos e famílias na forma de dois ensaios científicos, os quais podem ser lidos individualmente sem perdas de conteúdo entre um e outro. O primeiro capítulo tem como objetivo analisar se os consumidores que vivem em regiões metropolitanas são compensados em seus salários por viver em condições de maiores custos de vida. Devido ao problema de endogeneidade das variáveis de custo e salários, que são determinados simultaneamente no mercado, empregaram-se os métodos dos Momentos Generalizados (GMM) e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS), juntamente com uma estrutura de dados empilhados. Os resultados encontrados indicam que a hipótese de compensação plena é satisfeita estatisticamente apenas para os custos de habitação e saúde, e não para os custos de educação, alimentação e transporte. Já o segundo capítulo tem como objetivo verificar se há diferença entre o impacto da renda masculina e feminina sobre o consumo familiar e, também, analisar o comportamento da família sobre as decisões de consumo. Para alcançar o objetivo, foram estimadas Curvas de Engel na forma linear para doze grupos de consumo e o método de estimação utilizado foi o modelo de Tobit, devido à característica censurada da amostra que continha valores positivos e zero. Neste segundo estudo, verificou-se que o comportamento da família acerca das decisões de consumo difere conforme o grupo de produtos analisado, sendo que as rendas masculinas e femininas são consideradas agrupadas para os grupos de alimentação dentro de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos escolares, transporte e saúde e não agrupadas para os grupos de alimentação fora, gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações. Para ambos os capítulos a principal base de dados utilizada foi a POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) feita pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) para os anos de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009.

Palavras-chave: Consumo Familiar; Custo de Vida; Regiões Metropolitanas; Gênero; Salários

ABSTRACT

Two essays on household expenditures in Brazil: analysis using Household Budget Surveys

Studies dealing with household consumption are of great importance for understanding the consumption profiles of Brazilian individuals from different regions and economic classes. Hence, this work, divided in two scientific papers, which can be read independently seeks to contribute with these developments related to the consumption of individuals and families. The first chapter aims to analyze if consumers living in metropolitan areas are compensated for their wages to live in areas of higher living costs. Due to the endogeneity problem of variables cost and wages, which are determined simultaneously in the market, the generalized moment (GMM) and Two Stage Least Squares (2SLS) methods were applied. The results indicate that full compensation hypothesis is satisfied only statistically for housing and health costs, and not for education, food and transportation. The second chapter aims to determine if there is any different impact between male and female income on household consumption and, consequently review the family's behavior on consumption decisions. To achieve the goal, it was estimated Engel curves in linear fashion for twelve group consumption, and the estimation method used was the Tobit model, due to nature of data, i.e., censored observations. In this second study, it was found that the behavior of the family about the consumption decisions differ according to the group analyzed products, and the male and female incomes are considered grouped for household food, men's clothing, women's clothing, school fees, transport and health and not grouped for eating out, spending on children, culture and recreation, tobacco and alcohol, housing and donations. For both chapters the main database used was the POF (Household Expenditure Surveys) undertaken by the IBGE (Brazilian Institute of Geography and Statistics) for the years 1995-1996, 2002-2003 and 2008-2009.

Keywords: Family Consumption; Living Cost; Metropolitan Regions; Gender; Wages

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 - PIB per capita – R\$ (mil) de 2000	22
Figura 2.2 - Importância (peso) dos grupos de bens e serviços nos orçamentos familiares.....	24
Figura 2.3 - Níveis Comparativos de Custo de Vida nas Regiões Metropolitanas Brasileiras	25
Figura 3.1 - Distribuição amostra censurada	65
Figura 3.2 - Distribuição das despesas de consumo monetária e não monetária média mensal familiar, por tipos de despesa – Brasil – período 2008-2009.	69

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 - Média e Desvio-Padrão das Variáveis.....	39
Tabela 2.2 - Resultados Regressão: variável dependente é a renda do salário mensal	41
Tabela 2.3 - Testes de instrumentos e endogeneidade.....	44
Tabela 2.4 - Resultados Testes de Hipóteses.....	47
Tabela 2.5 - Resultados Regressão: variável dependente é renda do salário mensal (com variável população ao quadrado).....	91
Tabela 3.1 - Distribuição das despesas monetária e não monetária média mensal familiar, na Pesquisa de Orçamentos Familiares em 2008-2009.....	68
Tabela 3.2 - Médias e Desvios-Padrão das Variáveis em 2009.....	70
Tabela 3.3 - Resultados modelo OLS	73
Tabela 3.4 - Efeito Marginal Tobit.....	76
Tabela 3.5 - Teste Razão de Verossimilhança para as restrições	80

1 INTRODUÇÃO

A demanda das famílias não é por bens homogêneos, o que impactaria todas as indústrias de forma igual, e sim por bens variados cuja composição difere com alterações nas chamadas “preferências do consumidor”. Dessa forma, não interessa apenas a renda que os indivíduos adquirem, mas também como eles gastam essa renda nas diversas cestas de consumo. Assim, estudos voltados para o consumo familiar se revestem de notória importância, uma vez que o consumo é um dos principais componentes do Produto Interno Bruto. Além disso, tem-se que ao estudar o comportamento do perfil de gastos dos indivíduos brasileiros de diferentes regiões e classes socioeconômicas, há um entendimento maior dos diferentes níveis de desenvolvimento nos quais a população se encontra.

Esta dissertação tem como principal objetivo estudar o gasto dos indivíduos e famílias na forma de dois ensaios. Os ensaios estão apresentados na forma de capítulos e se dividem em: 1) Analisar os consumidores que vivem em regiões metropolitanas e sua situação frente aos custos mais caros presentes nessas regiões, ou seja, pretendeu-se estudar se os indivíduos que moram em regiões mais caras possuem uma compensação de mesma magnitude em seus salários; e 2) Analisar como as rendas obtidas pelos homens e pelas mulheres afetam as decisões de consumo dentro da unidade domiciliar na qual eles são residentes.

Este trabalho tem como base de dados principal a POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 1995-1996, 2002-2003 e 2008-2009. A POF possui informações sobre a composição dos orçamentos domésticos obtidos através da investigação dos hábitos de consumo, da alocação de recursos e da distribuição dos rendimentos, de acordo com as características das pessoas e domicílios. Optou-se por utilizar esta fonte de dados por possuir uma riqueza imensa em informações detalhadas sobre os indivíduos e famílias, e também por não ser ainda tão usada em estudos brasileiros.

A principal motivação para a realização deste trabalho se concentra no fato de que estudos sobre o perfil de consumo ainda são relativamente escassos no Brasil¹ e é preciso conhecer mais a fundo como os gastos são realizados entre as famílias e os seus principais determinantes.

Os capítulos que compõe essa dissertação, como já exposto, foram dispostos na estrutura de ensaios científicos, sendo possível realizar uma leitura de cada um sem perdas de compreensão entre um e outro.

¹ Um retrato desses estudos pode ser encontrado em: Silveira et al. (2006) e Silveira et al. (2007).

Neste primeiro capítulo, está presente a introdução do trabalho, bem como uma breve exposição dos objetivos dos capítulos seguintes.

Já o segundo capítulo, teve como objetivo analisar a relação entre o custo de vida e os salários de onze regiões metropolitanas brasileiras, tendo como base o modelo de Winters (2009) e a hipótese de compensação plena, 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. Este segundo capítulo teve como motivação o fato de que estudos que abordam a questão de compensação salarial resultante de altos custos ainda são escassos no Brasil. Por isso, este trabalho visa contribuir de forma significativa para o debate deste assunto na literatura.

O terceiro capítulo desta dissertação teve por objetivo analisar os impactos das rendas femininas e masculinas no padrão de consumo familiar. Os dados utilizados são da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 2008-2009, na qual foi utilizada como amostra apenas famílias que possuem a pessoa de referência e seu cônjuge, ambos com renda proveniente do trabalho, formal ou informal, entre 25 e 55 anos. A hipótese que norteia este trabalho é que as rendas femininas e masculinas não possuem o mesmo impacto no consumo de bens familiares, ou seja, a ordem que prevaleceria na família seria a apontada pelo modelo coletivo.

Por fim, o quarto capítulo encerra esta dissertação com as considerações finais do estudo, com base nos resultados encontrados nos capítulos anteriores.

Referências

ALMEIDA, A.N.; AZZONI, C.R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2012. **TD Nereus**, São Paulo, v. 11, p. 1-21, 2013.

SILVEIRA, F. G. O.; SERVO, L. M. O.; MENEZES, T. O.; PIOLA, S. F. O. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2006. 380 p.

SILVEIRA, F. G. O.; SERVO, L. M. O.; MENEZES, T. O.; PIOLA, S. F. O. **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. 2ed. Brasília: IPEA, 2007. 552 p.

WINTERS, J.V. Wages and prices: Are workers fully compensated for cost of living differences? **Regional Science and Urban Economics**, Montgomery, v. 39, n.5, p. 632–643, 2009.

2 CUSTO DE VIDA E SALÁRIOS PARA AS REGIÕES METROPOLITANAS BRASILEIRAS

Resumo

Este artigo tem como objetivo analisar a relação entre o custo de vida e salários de onze regiões metropolitanas brasileiras, tendo como base o modelo de Winters (2009) e a hipótese de compensação plena, 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 compensação plena não é satisfeita para os custos de transporte, mas é estatisticamente satisfeita para os custos de habitação e saúde. Para as variáveis de custo educação e alimentação não são possíveis estabelecer relações conclusivas, já que suas estimativas não foram significativas. Portanto, de acordo com os resultados, os trabalhadores não são compensados inteiramente por aumentos no custo de transporte, mas podem ser compensados integralmente por aumentos nos custos de habitação e saúde, uma vez que a hipótese de compensação plena é estatisticamente satisfeita para estes custos, fazendo com que o nível de utilidade e bem-estar dos indivíduos varie, uma vez que os pesos dados aos diversos grupos de consumo no orçamento diferem entre as famílias.

Palavras-chave: Custo de vida; Salários; Regiões metropolitanas; GMM; 2SLS

Abstract

This article aims to analyze the relationship between the cost of living and wages of eleven Brazilian metropolitan areas, based on the model of Winters (2009) and the assumption of full compensation, in which increases in living costs cause increases of the same magnitude in workers' wages. For this, recent estimates of cost of living were used to metropolitan areas calculated by Almeida and Azzoni (2013). Due to this endogeneity between wages and costs, which are simultaneously determined in the market, we used the method of generalized moment (GMM) and least squares in two stages (2SLS), in order to obtain consistent up estimates and efficient. The results indicate that full compensation hypothesis is not satisfied for the transportation costs, but it is statistically satisfied for housing and health costs. It is not possible to establish conclusive links for the variables costs of education and food because their estimates are not significant. Therefore, according to the results, the workers are not compensated entirely by an increase in the cost of transportation, but can be compensated entirely by an increase in the housing and health care costs, since the full compensation hypothesis is statistically satisfied for these costs, causing the level of utility and well-being of individuals varies, since the weights given to different consumer groups budget differ between families.

Keywords: Living cost; Wages; Metropolitan regions; GMM; 2SLS

2.1 Introdução

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 às famílias a capacidade de ajustar seus orçamentos domésticos em longo prazo, a fim de melhorar seu bem-estar. Além disso, 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 que as famílias tivessem 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 se deve aos altos custos de deslocamento, poluição e outros fatores que afetam negativamente a qualidade de vida local e acabam por afetar 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 são diferentes 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, para Winters (2009) altos salários poderiam compensar os trabalhadores por amenidades negativas tais como crime, congestionamento e poluição.

Dessa forma, Servo (1999) relata que três explicações têm sido apresentadas com mais destaque para as diferenças regionais de salários na literatura: (i) Teoria do capital humano: as diferenças regionais de salários são reflexos das diferenças no nível médio e na distribuição do capital humano dos trabalhadores, ou também das diferenças de características pessoais dos trabalhadores, como raça e gênero, entre as diversas regiões; (ii) Teoria da segmentação e do desenvolvimento polarizado: as diferenças regionais de salários existem devido a

diferenças na estrutura produtiva, institucional, de acesso à tecnologia e desenvolvimento das regiões; (iii) Teoria dos diferenciais compensatórios: as diferenças regionais de salários são explicadas por diferenças compensatórias entre as regiões (custo de vida e amenidades, como criminalidade, diferenças culturais, diferenças climáticas etc.).

A teoria do capital humano afirma que as diferenças regionais de salários ocorrem devido a diferenças na distribuição de capital humano entre as pessoas. Assim, diferenças na distribuição de escolaridade, diferenças na estrutura etária, diferenças nas experiências e treinamento recebido no trabalho deveriam explicar se não toda, grande parte dos diferenciais de salários regionais.

A teoria da segmentação e do desenvolvimento polarizado, por sua vez, procura explicar as diferenças salariais com base nas diferenças de organização das estruturas produtivas, institucionais e de desenvolvimento entre as regiões. Assim, diferenças na estrutura produtiva das regiões seriam capazes de fazer com que trabalhadores igualmente produtivos recebessem remunerações diferentes porque, por exemplo, em determinadas regiões utilizam tecnologia de ponta nas indústrias, sendo mais modernas, enquanto em outras regiões as indústrias possuem tecnologias obsoletas, sendo mais atrasadas. Portanto, a primeira região seria composta por bons empregos, com melhores condições de trabalho e melhores salários em relação à segunda região.

Por fim, a teoria dos diferenciais compensatórios afirma que os diferenciais de salários são necessários para equalizar as vantagens e desvantagens monetárias e não monetárias existentes entre as atividades e trabalhadores. Elementos como risco à saúde derivado do trabalho, crime, poluição, diferenças climáticas, estabilidade de emprego e diferenças de custo de vida entre as regiões podem ser alguns dos fatores que explicam os diferenciais de salários (SERVO, 1999).

Apesar de termos apresentado as três principais teorias que explicam os diferenciais de salários entre as regiões, afirmar que apenas uma dessas teorias seja correta ou melhor do que alguma outra pode ser um equívoco. Portanto, assim como Servo (1999) argumenta, essas três teorias devem ser consideradas complementares quando se trata de explicar as diferenças de salários.

Logo, conforme mencionado anteriormente, parte das diferenças de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras pode ser devido às diferenças nos custos de vida e amenidades entre as mesmas. A existência de diferenças nos níveis de preços talvez seja a explicação mais comum para os diferenciais regionais de salários, especialmente em um país tão grande e diversificado como o Brasil (SAVEDOFF, 1990).

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 cortes 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). Contudo, 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 2.1 mostra o comportamento desta evolução para todas as regiões brasileiras a preços constantes de 2000.

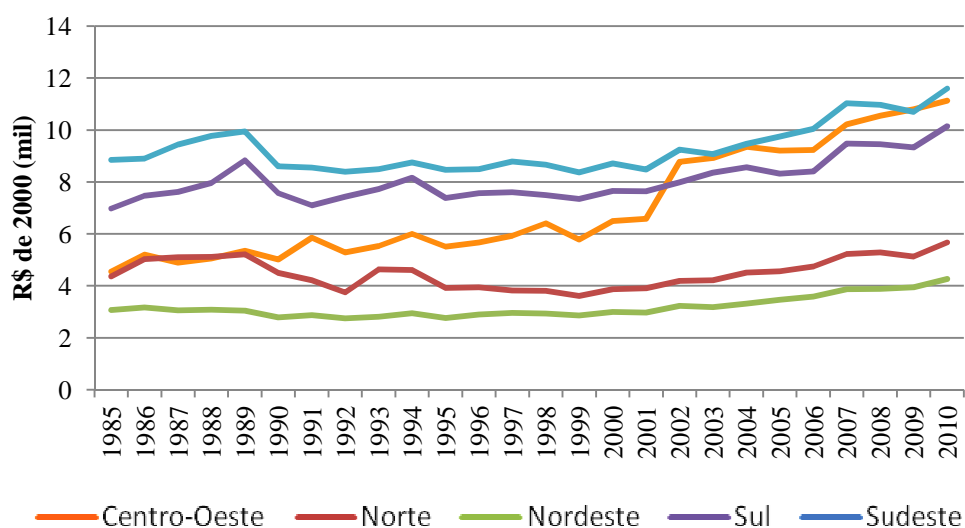


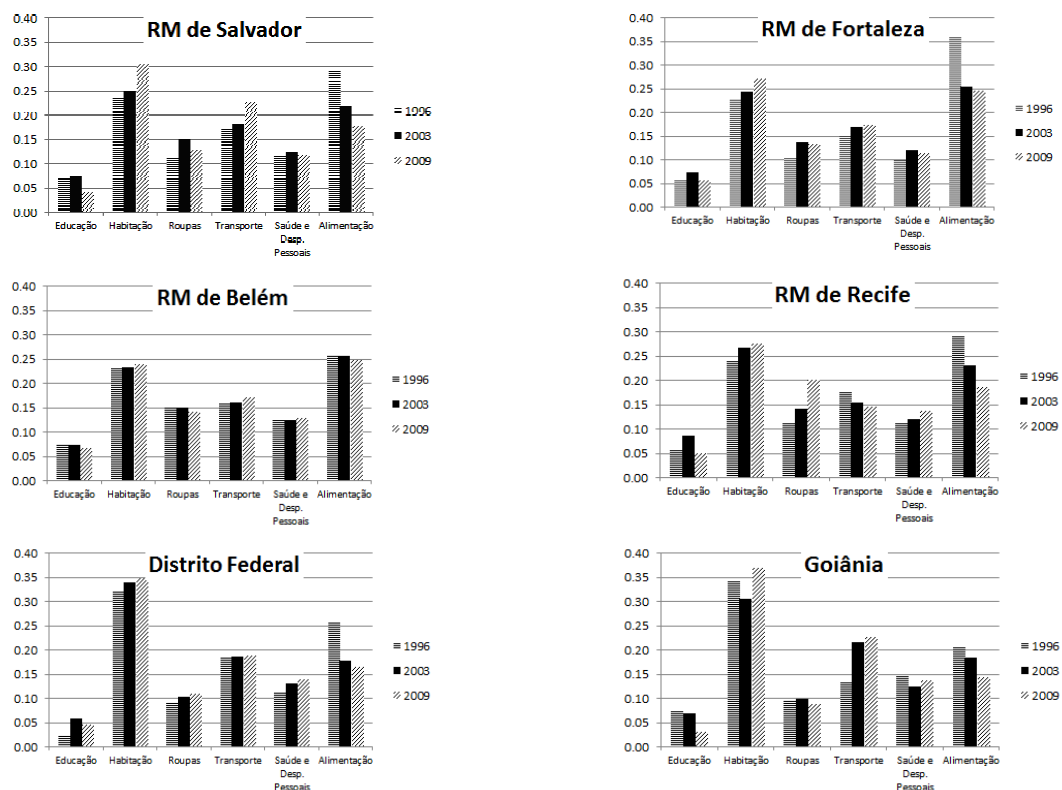
Figura 2.1- PIB per capita – R\$ (mil) de 2000

Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Dessa 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 2.2. Nota-se que habitação e alimentação são grupos que mais pesam nos orçamentos familiares, representando conjuntamente mais que 50% do total de gastos. Observa-se também que a parcela destinada para gastos com habitação foi elevada em quase todas as regiões consideradas, sendo que, em contrapartida, a parcela despendida com alimentação, o segundo maior gasto, reduziu-se no período da pesquisa.

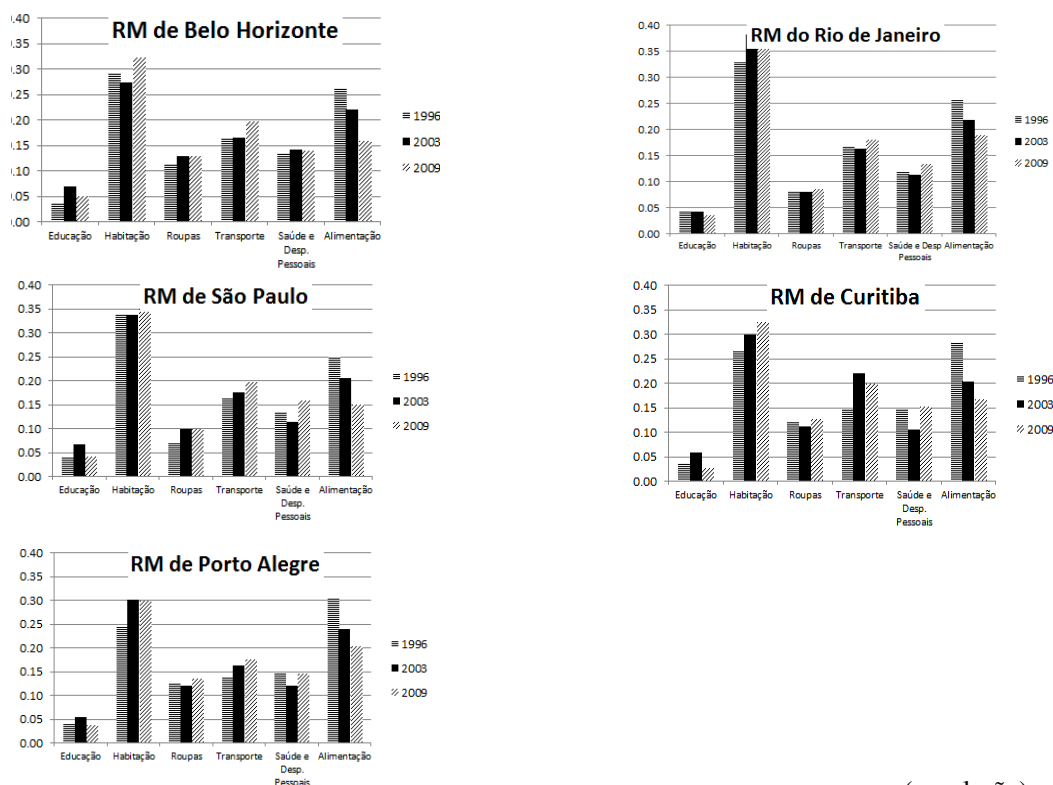
Já as despesas com transporte correspondem ao terceiro maior gasto dentro do orçamento familiar para quase todas as localidades e houve um aumento de participação no orçamento entre os anos de 2003 e 2009. As despesas com vestuário e saúde e despesas pessoais compõem o quarto e quinto lugares, trocando 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.



(continua)

Figura 2.2 - Importância (peso) dos grupos de bens e serviços nos orçamentos familiares

Fonte: Almeida e Azzoni (2013).



(conclusão)

Figura 3.2 - 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 2.3 – 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.

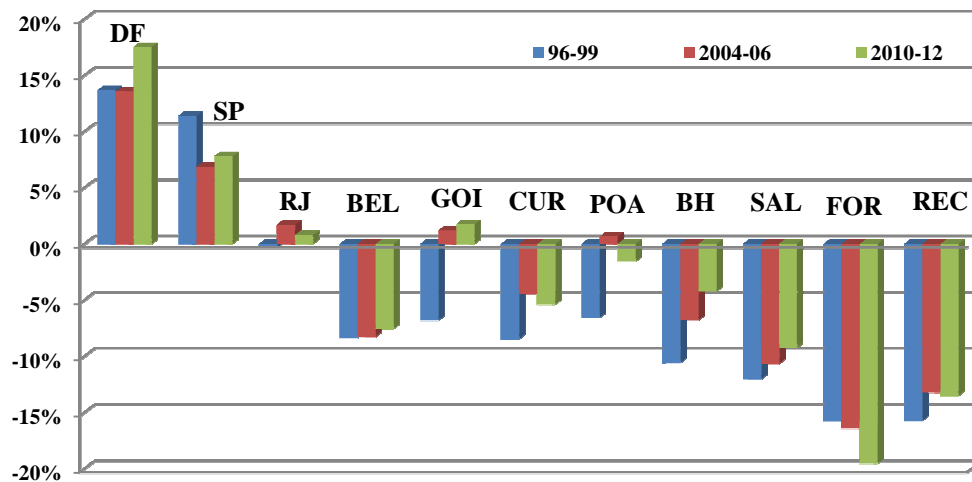


Figura 2.4 - Níveis Comparativos de Custo de Vida nas Regiões Metropolitanas Brasileiras

Fonte: Almeida e Azzoni (2013).

O objetivo deste capítulo 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 mensais, como proposto pelo modelo econômico de Winters (2009) a ser apresentado na seção metodologia. A hipótese principal que norteia este estudo é que trabalhadores que vivem em regiões mais caras devem receber uma compensação plena 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 é afirmado que 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 de 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 salários 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 se torna relevante uma vez que estudos que abordam a questão de compensação salarial frente a altos custos de vida, não terem sido muito desenvolvidos no Brasil. Deste modo, aqui se propõe contribuir de forma significativa para o debate do assunto na literatura.

O capítulo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 2.2, apresenta uma breve revisão literária dos principais estudos publicados que analisam a

questão de custo de vida, salários, amenidades e qualidade de vida; a seção 2.3 traz o modelo teórico e dos métodos de estimação e testes utilizados neste estudo; a seção 2.4 resume informações sobre a base de dados e suas fontes; a seção 2.5 mostra os principais resultados estimados e testes realizados; finalmente, na Seção 2.6 se encontram as considerações finais do capítulo.

2.2 Revisão bibliográfica

O estudo de Dickie & Gerking (1987) buscou verificar as diferenças salariais regionais de trabalhadores *full-time* nos Estados Unidos levando em conta dois aspectos: 1) diferenças no nível médio de valor de mercado de características da força de trabalho, como nível de educação e experiência; e, 2) mudanças na taxa de retorno dessas mesmas características. Os autores encontraram que os fatores inter-regionais e o movimento de *commodities* tendem a igualar os pagamentos dos trabalhadores em todo o país.

Roback (1988) busca explicar a existência e persistência de diferenciais de salários entre as regiões. Os dados utilizados pelo autor são do *Census Bureau's Current Population Survey* do ano de 1973, considerando as informações de indivíduos de 32 cidades dos EUA, pois apenas se tinha as informações de custos de vida para essas cidades. O resultado que surpreende deste trabalho, é que a inclusão dos índices de custos de vida nos cálculos de diferenciais de ganhos regionais podem na realidade agravar (exacerbar) esses diferenciais. Este resultado estava implícito no trabalho anterior de Roback (1982), mas não tinha sido totalmente articulado até o trabalho de 1988. Essa conclusão resulta de um modelo no qual variações em alugueis e salários equalizam as diferenças nas amenidades.

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 a equalização 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. Quando em equilíbrio, a utilidade entre trabalhadores e o custo unitário entre firmas são os mesmos, enquanto 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, na maior parte dos casos, as diferenças de produtividade são determinantes para as diferenças entre salários.

O estudo de Savedoff (1990) procurou discutir se a força de trabalho no Brasil era geograficamente segmentada. Para isso utilizou dados de domicílios das décadas de 70 e 80,

analisando as variações de rendimentos dos trabalhadores. Um dos resultados da análise é que as explicações clássicas para os diferenciais regionais de salário no Brasil, como diferenças nos custos de vida e na qualidade da força de trabalho, são apenas parte da resposta. Além disso, apresenta que o perfil regional é estável, apesar da crescente integração da economia nacional. O autor conclui que a organização econômica regional e os perfis de desenvolvimento geram diferenciais de salários persistentes no Brasil.

De acordo com Greenwood et al. (1991), estudos visando mensurar a qualidade de vida em nível regional utilizando níveis de salários e renda têm sido desenvolvidos. Estes autores defendem que, quando equilibrados, 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, diferenças de preços e salários representam compensações, podendo ser utilizadas como *proxies* para diferenças na qualidade de vida dos agentes.

Servo (1999) se utilizou da análise das diferenças regionais salariais no Brasil para analisar as demais diferenças regionais associadas ao mercado de trabalho e à renda. A autora teve como objetivo observar em que medida as diferenças regionais de salários poderiam ser explicadas por distribuições regionais das características pessoais desiguais, como escolaridade, sexo, posição na família e condições díspares de emprego (posição na ocupação, setor de atividade e tempo de trabalho). A autora concluiu que mesmo quando controladas essas diferenças nas características pessoais e empregatícias, ainda se verifica que há um significativo diferencial de salários entre as regiões metropolitanas brasileiras. Portanto, durante os três anos analisados da década de 90, os diferenciais regionais de salários permaneceram bastante estáveis e significativos mesmo após a introdução de controles (SERVO, 1999).

O trabalho feito por Dumond et al. (1999) estimou a elasticidade entre salários e preços utilizando índices de preços e 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 usaram 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 no Brasil, Azzoni e Servo (2002) tiveram como objetivo analisar as desigualdades salariais, nas 10 maiores regiões metropolitanas do país, considerando os anos de 1992, 1995 e 1997. Os autores avaliariam em que medida as características do trabalhador (educação, idade, sexo, raça, posição na família) e as características do emprego (posição ocupacional, setor, experiência) poderia explicar a desigualdade salarial. Ou seja, buscaram verificar se as diferenças salariais seriam reduzidas quando essas características e diferenças de custo de vida fossem introduzidos. Os resultados indicam que os níveis de custo de vida têm um papel na explicação da desigualdade de salários no Brasil, mas mesmo depois de ajustar esse fator, as diferenças regionais remanescentes ainda são relevantes.

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. Dessa forma, ao melhorar alguns destes fatores, haverá precisamente ascensão no ranking de qualidade de vida (GABRIEL ET AL., 2003). Os autores analisaram quais características das amenidades mais afetam a mensuração da qualidade de vida no nível de estados.

Há ainda a pesquisa de Berger et al. (2007), que analisou se o equilíbrio do modelo de compensação de diferenças diante das 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 étnicos, 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. Nota-se que as cidades que estão mais bem posicionadas no ranking de qualidade tendem a estar em áreas relativamente mais quentes e mais ao ocidente, que corresponde à 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 no 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.

2.3 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 e testes empregados.

2.3.1 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 como base as seguintes pressuposições básicas: as firmas produzem apenas dois bens, x_1 e x_2 , com retornos constantes de escala, usando na função produção, trabalho (N), capital (K) e terra (L), dadas as diferenças locais devido às amenidades (Z). 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 (W) e da terra (P_L) 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 da utilidade indireta pode ser expressa na relação entre salários e preços de x_1 e x_2 , dada as amenidades locais:

$$V = V(W, P_1, P_2; Z) \quad (1)$$

O autor mostra que tomando o diferencial de ambos os lados da expressão (1) e aplicando a identidade de Roy², para $dV = 0$, tem-se que:

$$dW = X_1 dP_1 + X_2 dP_2 - P_Z dZ \quad (2)$$

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

$$d \ln W = \left(\frac{P_1 X_1}{W} \right) d \ln P_1 + \left(\frac{P_2 X_2}{W} \right) d \ln P_2 - \left(\frac{P_Z}{W} \right) dZ \quad (3)$$

A expressão (3) mostra que, controlando os efeitos das amenidades, o aumento de 1% no preço de X_1 requer um aumento na mesma magnitude nos gastos com X_1 em relação ao salário, para a utilidade se manter constante. O mesmo é válido para o bem X_2 . 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, $P_1 X_1 + P_2 X_2 = W$, 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 também a utilidade igual (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.

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

$$\ln W_{ij} = X_{ij} \beta + \theta \ln P_j + \gamma Z_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

onde:

W_{ij} é o salário recebido pelo trabalhador i na cidade j ;

X_{ij} é o vetor de características pessoais (educação, gênero, raça, etc.) do trabalhador i na cidade j ;

P_j é o nível de preços na cidade j ;

Z_j é o vetor de amenidades da cidade j ;

ε_{ij} é o termo de erro com média zero.

Ao estimar a expressão (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 compensação plena que corresponde a verificar a presença de elasticidade unitária entre os níveis de custos de vida e salários. Além da simples estimação do modelo, também foi

² Para derivação da identidade de Roy, ver Silberberg e Suen (1990), p. 315.

empregado um teste de hipótese básico para averiguar se os coeficientes estimados da regressão de salários em função dos custos poderiam ser considerados como estatisticamente iguais a um.

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

2.3.2 Métodos de Estimação

Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

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

Considere a seguinte expressão linear na forma matricial:

$$y = X\beta + u \quad (5)$$

então:

$$u = y - X\beta \quad (6)$$

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

$$S = u'u = (y - X\beta)'(y - X\beta) = y'y - y'X\beta - \beta'X'X\beta = y'y - 2\beta'X'y + \beta'X'X\beta \quad (7)$$

A condição necessária para o mínimo corresponde a $\partial S / \partial \beta = 0$. Desta forma tem-se:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (8)$$

que corresponde ao estimador OLS (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Entretanto, devido ao problema da endogeneidade de preços e salários, os quais são determinados simultaneamente no mercado, 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 custos e salários resulta do fato de ambos serem determinados conjuntamente no mercado. Para evitar inconsistência dos estimadores do modelo, utilizou-se os métodos conhecidos por *Generalized Method of Moments* (GMM) e *2-Stage Least Squares* (2SLS). O estimador 2SLS generaliza o método de *instrumental*

variable³ (IV) quando o modelo a ser estimado possui mais instrumentos do que regressores (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Para a derivação do estimador GMM, considere a seguinte expressão a ser estimada na amostra:

$$y = X\beta + u \quad (9)$$

Para um indivíduo i tem-se:

$$y_i = X_i\beta + u_i \quad (10)$$

A matriz de regressores X tem dimensão $n \times k$, no qual n corresponde ao número de observações. Alguns dos regressores são endógenos, isto é, $E(X_i u_i) \neq 0$. Assim, faz-se uma partição dos regressores em X_1 e X_2 , tendo K_1 regressores de X_1 , que de acordo com a hipótese nula são endógenos, e $K_2 = (K - K_1)$ regressores de X_2 , que são tratados como exógenos. Desta forma, tem-se a seguinte expressão:

$$y = [X_1 X_2][\beta_1' \beta_2']' + u \quad (11)$$

Tem-se um conjunto de variáveis instrumentais Z que possui dimensão $n \times L$. Este conjunto possui apenas variáveis exógenas, isto é, $E(Z_i u_i) = 0$. Faz-se uma partição destes instrumentos em Z_1 e Z_2 , com L_1 instrumentos para Z_1 , que são instrumentos excluídos, e $L_2 = (L - L_1)$ instrumentos em $Z_2 = X_2$, que são os instrumentos incluídos (regressores exógenos). Os L instrumentos nos dão um conjunto de L momentos:

$$g_i(\beta) = Z_i' u_i = Z_i'(y_i - x_i \beta), \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

onde g_i é $L \times 1$ ⁴. Uma vez que todos os L instrumentos são exógenos, tem-se L momentos nulos, isto é, $E(g_i(\beta)) = 0$. Cada uma dessas L equações corresponde a um momento amostral. Podem-se escrever esses L momentos amostrais como:

$$\bar{g}(\beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N g_i(\beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i'(y_i - x_i \beta) = \frac{1}{N} Z' u \quad (13)$$

$$\begin{pmatrix} g_1(\beta) \\ g_2(\beta) \\ \dots \\ g_l(\beta) \end{pmatrix} = \frac{1}{n} \begin{pmatrix} z_{11} & z_{21} & \dots & z_{l1} \\ z_{12} & z_{22} & \dots & z_{l2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ z_{1l} & z_{2l} & \dots & z_{ll} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 - (\beta_1 x_{11} + \dots + \beta_k x_{1k}) \\ y_2 - (\beta_1 x_{21} + \dots + \beta_k x_{2k}) \\ \dots \\ y_n - (\beta_1 x_{n1} + \dots + \beta_k x_{nk}) \end{pmatrix} \quad (14)$$

A intuição que está por trás da estimação do GMM é escolher um estimador para β que torne $\bar{g}(\hat{\beta}_{GMM}) = 0$. Se a expressão a ser estimada é exatamente identificada ($L = K$), tem-se

³ Variável instrumental: consiste basicamente em encontrar uma nova variável Z que seja altamente relacionada com a variável endógena X , e ao mesmo tempo, não correlacionada aos erros u .

⁴ Por causa de essas condições implicarem que (Z, u) serão não correlacionados, são frequentemente denominados de condições de ortogonalidade na literatura (BAUM, 2006).

L condições (equações) iguais a K coeficientes (incógnitas) em $\hat{\beta}$. Neste caso, é possível encontrar a matriz $\hat{\beta}$ que soluciona o sistema $\bar{g}(\hat{\beta}_{GMM}) = 0$. Esse estimador GMM é idêntico ao estimador padrão de variáveis instrumentais (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Se a expressão é sobre-identificada, ($L > K$), significa que há mais equações do que incógnitas. Desta forma, não é possível encontrar uma matriz $\hat{\beta}_{GMM}$ que defina todos os L momentos iguais a zero. Por essa razão, o estimador GMM escolhe o $\hat{\beta}_{GMM}$ que minimiza:

$$J(\hat{\beta}_{GMM}) = N\bar{g}(\hat{\beta}_{GMM})'W\bar{g}(\hat{\beta}_{GMM}) \quad (15)$$

onde W é uma matriz de ponderação simétrica $L \times L$.

Um estimador GMM para β é o $\hat{\beta}$ que minimiza $J(\hat{\beta}_{GMM})$. Ao derivar e resolver as K condições de primeira ordem

$$\frac{\partial J(\hat{\beta})}{\partial \hat{\beta}} = 0 \quad (16)$$

É produzido um estimador GMM de uma expressão sobre-identificada, da seguinte forma:

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X'ZWZ'X)^{-1}X'ZWZ'y \quad (17)$$

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

Tem-se que a consistência é garantida por qualquer matriz de ponderação W . Assim, haverá tantos estimadores GMM quanto escolhas da matriz de ponderação W . Entretanto, a eficiência não é garantida por uma matriz de ponderação W arbitrária. Desta forma, é necessário 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 $W = S^{-1}$, no qual S é a matriz de covariância das condições de momentos g :

$$S = E[Z'uu'Z] = E[Z'\Omega Z] \quad (18)$$

no qual S é uma matriz $L \times L$ e Ω é a matriz de variância-covariância dos resíduos. Substituindo W por S^{-1} na expressão (17) para se obter o estimador GMM eficiente vê-se que

$$\hat{\beta}_{EGMM} = (X'ZS^{-1}Z'X)^{-1}X'ZS^{-1}Z'y \quad (19)$$

A matriz S é obtida em um primeiro estágio através da estimativa ineficiente de uma matriz diagonal $\hat{\Omega}$ que é posteriormente introduzida na expressão:

$$\hat{S} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{u}_i^2 Z_i' Z_i \quad (20)$$

Para o estimador eficiente GMM, a validade dos instrumentos é avaliada utilizando-se a estatística J de Hansen, na qual a hipótese nula conjunta corresponde se os instrumentos são

válidos, ou seja, se não são correlacionados ao termo de erro, 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 identificação. Se o teste for significativo ($p - \text{valor} < 0,05$) e rejeitar-se a hipótese nula, a validade dos instrumentos é duvidosa.

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

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u \quad (21)$$

$$E(u) = 0, \quad \text{Cov}(x_j, u) = 0, \quad j = 1, 2, \dots, K - 1 \quad (22)$$

no qual x_K pode ser correlacionado com u . Entretanto, há mais do que uma variável instrumental para x_K e são, z_1, z_2, \dots, z_M tais que:

$$\text{Cov}(z_h, u) = 0, \quad h = 1, 2, \dots, M \quad (23)$$

de modo que cada z_h na expressão (21) é exógeno. Se cada uma dessas variáveis tem alguma correlação com x_K , então é possível ter M diferentes estimadores de variáveis instrumentais. Portanto, sob certas circunstâncias, nota-se que 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 $z \equiv (1, x_1, x_2, \dots, x_{K-1}, z_1, \dots, z_M)$ de ordem $1 \times L$, sendo $L = K + M$. De todas as possíveis combinações lineares de z que podem ser usadas como instrumento para x_K , o método 2SLS escolhe aquele o qual é mais correlacionado com x_K . Desta forma, se x_K for exógeno, a melhor escolha de instrumento para x_K será ele mesmo. Deixando este caso fora da nossa análise, a combinação linear z que tem maior correlação com x_K é dada por uma projeção linear de x_K em z . Escreve-se a forma reduzida de x_K como:

$$x_K = \partial_0 + \partial_1 x_1 + \dots + \partial_{K-1} x_{K-1} + \theta_1 z_1 + \dots + \theta_M z_M + r_K \quad (24)$$

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

$$x_K^* \equiv \partial_0 + \partial_1 x_1 + \dots + \partial_{K-1} x_{K-1} + \theta_1 z_1 + \dots + \theta_M z_M \quad (25)$$

também não é correlacionado com u . Na realidade, x_K^* pode ser interpretado como sendo a parte de x_K que não é correlacionada com o termo de erro u . Uma vez que ∂_j e θ_j são parâmetros populacionais, x_K^* 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 expressão (24) por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS):

$$\hat{x}_{iK} = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 x_{i1} + \cdots + \hat{\delta}_{K-1} x_{i,K-1} + \hat{\theta}_1 z_{i1} + \cdots + \hat{\theta}_M z_{iM} \quad (26)$$

Para cada observação i , define-se um vetor $\hat{x}_i \equiv (1, x_{i1}, \dots, x_{i,K-1}, \hat{x}_{iK})$, $i = 1, 2, \dots, N$, utilizando \hat{x}_i como instrumento para x_i dado o estimador IV:

$$\hat{\beta} = (\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' x_i)^{-1} (\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' y_i) = (\hat{X}' X)^{-1} \hat{X}' Y \quad (27)$$

no qual a unidade é também o primeiro elemento de x_i .

O estimador IV da expressão (27) acaba por ser o estimador OLS. Note que a matriz \hat{X} possui ordem $N \times (K + 1)$ e pode ser expressa como $\hat{X} = Z(Z'Z)^{-1}Z'X = P_Z X$, em que a matriz de projeção P_Z é idempotente e simétrica. Portanto, $\hat{X}' X = X' P_Z X = (P_Z X)' P_Z X = \hat{X}' \hat{X}$. Substituindo essa relação dentro da expressão (27), tem-se que o estimador IV que utiliza o instrumento \hat{x}_i pode ser escrito como $\hat{\beta} = (\hat{X}' X)^{-1} \hat{X}' Y$. O nome do método, mínimos quadrados em dois estágios, vem desse processo.

No caso de modelos que possuem mais instrumentos do que regressores (sobre-identificados), ambos estimadores GMM e 2SLS apresentam ganhos de eficiência, embora no caso da hipótese de erros heteroscedásticos GMM pode produzir estimativas mais eficientes (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Também se faz necessário dizer que para testar a validade dos instrumentos utilizou-se o teste de Sargan, que corresponde a um caso especial do teste J de Hansen. O teste de Sargan também possui como hipótese nula a validade conjunta dos instrumentos empregados e segue uma distribuição qui-quadrado. Se o teste for significativo, ou seja, apresentar um p-valor menor que 0,05, a validade dos instrumentos é equívoca, sendo assim necessária a utilização de outros instrumentos.

No entanto, uma questão natural que emerge é se a variável presumidamente endógena poderia ser exógena. Se um regressor endógeno na verdade for 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 dos outros.

Para testar se a variável presumida endógena é de fato endógena, realizam-se dois testes: Teste de Durbin (aplicado as estimativas de GMM e 2SLS) e de Wu-Hausman (aplicado apenas as estimativas 2SLS). A hipótese nula de ambos é que as variáveis endógenas sob consideração podem ser tratadas como exógenas. O Teste de Durbin segue uma distribuição qui-quadrado, enquanto que o Teste de Wu-Hausman segue uma distribuição F. A diferença entre estes dois testes de endogeneidade é que no Teste de Durbin a estimativa

de variância do termo de erro baseada no modelo assume que as variáveis que estão sendo testadas são 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.

Teste de Wald

Como já dito anteriormente, além de se analisar os coeficientes estimados do modelo, realizou-se também um teste de hipótese básico para verificar se os coeficientes poderiam ser considerados como estatisticamente iguais a um. O teste empregado foi o teste de Wald, o qual está descrito abaixo.

Seja $\hat{\theta}$ o vetor de parâmetros estimado obtido sem restrições. Considere a hipótese de um conjunto de restrições:

$$H_0: c(\theta) = q \quad (28)$$

Se a restrição é válida, então $\hat{\theta}$ deveria satisfazê-la pelo menos aproximadamente. Se a hipótese é errônea, então $c(\hat{\theta}) - q$ deveria estar mais longe de 0 do que seria explicado pela variabilidade da amostragem por si só (GREENE, 2003). Assim, o artifício que se utiliza para formalizar esta ideia é o teste de Wald.

A estatística de Wald é dada por:

$$W = [c(\hat{\theta}) - q]' (Asy. Var[c(\hat{\theta})])^{-1} [c(\hat{\theta}) - q] \sim \chi^2(J) \quad (29)$$

Sendo que $Asy. Var[c(\hat{\theta})]$ representa a matriz de covariância assintótica. Sob H_0 , em grandes amostras, W tem uma distribuição qui-quadrado, sendo que os graus de liberdade correspondem ao número de restrições, ou seja, o número de equações em $c(\hat{\theta}) - q$. Dessa forma, um valor alto de W leva a rejeição da hipótese nula. Vale ressaltar, que a estatística do teste de Wald aqui proposto segue uma distribuição qui-quadrado por causa de estarmos considerando um caso de grande amostra.

O teste de Wald será utilizado neste trabalho com o intuito de verificar se os parâmetros estimados para as variáveis dos custos podem ser considerados como sendo estatisticamente iguais a 1. Dessa forma, tem-se que a hipótese nula será:

$$H_0: \beta_k = 1 \quad (30),$$

onde β_k representa os parâmetros estimados das variáveis dos custos. Assim, se o teste for não significativo ($p - valor > 0,05$), não se rejeita a hipótese nula, indicando que o parâmetro pode ser considerado como sendo estatisticamente igual a 1. Portanto, apesar do coeficiente estimado não ser igual a um, ele poderá ser avaliado como estatisticamente igual a

1, satisfazendo, nesse sentido, a hipótese de compensação plena. Os resultados apresentados na seção 2.5 foram estimados com a utilização do software *Stata12*.

2.4 Base de Dados

A expressão (4) foi estimada com base nos índices de custo de vida calculados por Almeida e Azzoni (2013) nos anos de 1996, 2003 e 2009 para 11 regiões, sendo elas: as 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 incluídas 4 binárias regionais: 1) A variável *região_ne*, junção da região Norte (RM de Belém) e Nordeste (RMs de Fortaleza, Recife e Salvador), que representou cerca de 35,8% da amostra; 2) a variável *região_co*, correspondente ao Centro-Oeste, (DF e Goiânia), que representou 13,6% da amostra; 3) Região Sul (*região_su*) que englobou as RMs de Curitiba e Porto Alegre, representando 15,7% da amostra; e, finalmente, 4) a região Sudeste (*região_se*), contando com as RMs de São Paulo, Rio de Janeiro e Belo Horizonte, representando 34,8% da amostra total. Além disso, também foi incluída a “variável população”, para equilibrar o tamanho das regiões metropolitanas, e “população ao quadrado”, com o intuito de captar alguma não linearidade existente.

Já os dados sobre as características pessoais dos trabalhadores como renda do trabalho (salário), sexo, idade, condição na família (chefe de família, filho, cônjuge e outros), total de filhos 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. Também foram retiradas dessa base de dados variáveis de controle *dummies* para setores, sendo que foram divididos em (a) privado, para indivíduos que trabalham no setor privado, (b) público, para indivíduos que trabalham no setor público, e (c) outro setor, para indivíduos que são empregados domésticos, empregado temporário na área rural, empregador, conta própria e trabalhador na produção para próprio consumo.

As variáveis que serão utilizadas como instrumentos foram escolhidas com intuito de incluir a mensuração de amenidades na regressão. Dessa forma, as medidas de amenidades serão incluídas como instrumentos, portanto, de maneira indireta. As variáveis são:

- 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): correspondente à 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 do IPEA, para os anos de 1996, 2003 e 2009, sendo o nível municipal uma *proxy* para regiões metropolitanas;
- Números de frotas (num_frotas): significando o número de veículos. Foram extraídos do DENATRAM (Departamento Nacional de Trânsito) para os anos de 1998 (*proxy* para 1996), 2003 e 2009, utilizando o nível estadual como uma *proxy* para as regiões metropolitanas.
- Temperatura e Precipitação: ambas 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 2.1. A unidade de referência com a qual se trabalha é o indivíduo. Os resultados descritos nessa tabela 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 um aumento em seus índices, enquanto os custos médios de transporte e habitação apresentaram uma 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.

Tabela 2.1 - Média e Desvio-Padrão das Variáveis

Variáveis	1996		2003		2009	
	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.	1,00743	0,003357	1,0114	0,003503	1,01280	0,002631
Custo saúde	1,00513	0,00163	1,00137	0,001879	1,00988	0,00178
Custo alimen.	0,998455	0,000733	0,99588	0,000681	1,00106	0,00058
Custo transp.	1,0076	0,001746	0,99423	0,000837	1,001	0,000765
Custo habit.	1,00648	0,002422	0,99316	0,002132	1,00303	0,001417
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
Privado	0,28	0,01	0,27	0,01	0,30	0,01
Público	0,06	0,01	0,20	0,01	0,17	0,005
Outro Setor	0,66	0,01	0,53	0,01	0,53	0,01
Total Filhos	1,1011	0,02	1,02	0,02	0,96	0,017
Temperatura	21,55	0,025	22,60	0,04	22,72	0,04
Precipitação	150,58	0,35	123,86	0,47	162,92	0,35
Estab. escola.	13.902,85	61,99	17.219,02	105,50	17.097,43	117,39
Tx homic.	46,45	0,20	48,19	0,14	31,76	0,20
PIB munic.	75.500.000	81.3693,8	75.300.000	1.034.678	92.200.000	1.106.432
Num. frotas	4.251.194	57.910,97	5.976.284	85.050,72	8.756.998	11.0439,1
No. Obs. ⁵	15.504		7.551		9.575	

Total de observações = 32.630

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

Fonte: Elaboração própria.

Os indivíduos na condição de chefe de família tiveram maior participação, aumentando de 43% para 48%, diferente dos indivíduos na condição de filho, que além de terem menor participação tiveram uma diminuição em sua porcentagem, de 33% para 24%, que pode estar relacionado com o fato de os jovens saírem cada vez mais cedo das casas dos pais para

⁵ Para a estimação das regressões na próxima seção, optou-se por trabalhar com a amostra ampliada e os pesos de amostragem utilizados são os mesmos adotados pelo IBGE para a concepção do inquérito.

estudar ou mesmo para iniciar carreira profissional, saindo assim da condição de filho e assumindo a condição de chefe.

Para o último ano da pesquisa utilizada, observa-se que aproximadamente 30% dos indivíduos considerados na amostra trabalham no setor privado, 17% trabalham no setor público e 53% se situam em outros setores. Já o número médio de total de filhos decresce com o passar dos anos da amostra, indicando uma menor taxa de fecundidade das mulheres que pertencem a regiões metropolitanas.

A média de estabelecimentos escolares cresceu significativamente, comportamento também notado para o PIB municipal para os anos considerados e para a média do número de frotas, que ultrapassou o dobro. 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.

Hipóteses podem ser aferidas em relação aos sinais esperados dos coeficientes para algumas das variáveis utilizadas no modelo. Uma vez que a renda do trabalho (salário) entra como variável dependente, é esperado um coeficiente positivo para os custos de educação, saúde, alimentação, transporte e habitação, pois espera-se 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, considerando que a renda cresce com o aumento da idade, mas cresce a taxas decrescentes.

É esperado também coeficiente positivo para a variável de sexo, pois acredita-se que homens ainda auferem maiores rendimentos do que mulheres. Quanto aos 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 os indivíduos na condição de filhos ainda são dependentes financeiramente dos pais ou estão no começo de suas carreiras profissionais.

2.5 Resultados

O primeiro método de estimação proposto para a expressão (4) corresponde ao método de Mínimos Quadrados Ordinários. As variáveis de custo (custos educação, habitação, saúde, alimentação e transporte) 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, cônjuge, outros⁶, sendo a categoria cônjuge a base), setor em que trabalha (privado, público ou outro setor, sendo a categoria privada a base), total de filhos, temperatura, precipitação, população total, duas binárias para 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 binárias regionais, sendo a região sudeste considerada como base.

É importante lembrar que apenas as rendas mensais de trabalhadores que obtiveram algum rendimento na forma de salário foram consideradas 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, conforme já mencionado na seção anterior. Os resultados obtidos para a regressão de OLS são apresentados na tabela 2.2.

Tabela 2.2 - Resultados Regressão: variável dependente é a renda do salário mensal

	(continua)		
	OLS	GMM	2SLS
Incusto_edu	-0,0938 (0,09)	-0,0594 (0,18)	-0,0994 (0,18)
Incusto_ha	0,4483*** (0,09)	0,8152*** (0,21)	0,7992*** (0,21)
Incusto_sau	0,1960 (0,25)	0,8322*** (0,28)	0,8624*** (0,28)
Incusto_ali	-0,4120** (0,19)	0,0964 (0,33)	0,0505 (0,33)
Incusto_trans	0,6120*** (0,12)	0,4496* (0,26)	0,4330* (0,26)
idade	0,0193*** (0,001)	0,0191*** (0,001)	0,0192*** (0,00)
idade ²	-0,0002*** (0,00)	-0,0002*** (0,00)	-0,0002*** (0,00)
sexo	0,2194*** (0,02)	0,2183*** (0,02)	0,2191*** (0,02)
chefe	0,1753*** (0,03)	0,1773*** (0,03)	0,1768*** (0,03)

⁶ Para a categoria outros estão presentes os indivíduos que são outro parente, agregado, pensionista, empregado doméstico e parente do empregado doméstico.

Tabela 2.2 - Resultados Regressão: variável dependente é a renda do salário mensal

	(conclusão)		
filho	-0,1236*** (0,04)	-0,1228*** (0,04)	-0,1239*** (0,04)
outros	-0,2522*** (0,04)	-0,2521*** (0,04)	-0,2517*** (0,04)
temp	-0,0074 (0,01)		
prec	0,0009** (0,00)		
pop	0,4941*** (0,17)	-0,4152 (0,26)	-0,3632 (0,26)
outro_setor	0,0305 (0,02)	0,045** (0,02)	0,0319** (0,02)
publico	0,0260 (0,03)	0,0236 (0,03)	0,0240 (0,03)
region_ne	-0,2473*** (0,05)	-0,1587** (0,07)	-0,1737** (0,07)
region_co	0,2317*** (0,04)	0,0171 (0,07)	0,0284 (0,07)
region_su	0,1456*** (0,05)	0,1400*** (0,03)	0,1406*** (0,03)
total_filhos	-0,0448*** (0,01)	-0,0444*** (0,01)	-0,0440*** (0,01)
Controle de ano	sim	sim	sim
_cons	5,7469*** (0,23)	5,8768*** (0,07)	5,8712*** (0,07)
N	32.630	32.630	32.630
R ²	0,2212	0,2200	0,2202
F	243,2850		
Wald ⁷		5.691,37	5.650,50

Erros padrão em parênteses abaixo dos coeficientes. Nota: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaboração própria.

⁷ Esta estatística do teste de Wald se refere à verificação da hipótese da não nulidade dos coeficientes angulares conjuntamente.

De acordo com os resultados obtidos pelo OLS, tem-se que 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 e saúde não foram significativos, sendo, por essa razão, inadequado estabelecer relações sobre seus impactos nos salários. Entretanto, o que deve se observar é o coeficiente negativo e significativo a 5% para os custos de alimentação, sugerindo 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 estimativa alternativos que sejam capazes de tratar este problema e, conseqüentemente, gerar estimativas mais robustas e consistentes.

A estimativa para coeficiente da variável idade é positiva e para idade ao quadrado é negativa, ambas significativas a 1%, sugerindo que os salários crescem 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 do que trabalhadores do sexo feminino (considerado como base), enquanto um indivíduo na posição de filho recebe menores salários, quando comparados aos salários recebidos por indivíduos que se encontram na posição de cônjuge (considerado como base).

Os coeficientes das binárias para os anos foram significativos, sugerindo que há, de fato, diferenças entre as pesquisas realizadas em 1995-96, 2002-03 e 2008-09. Os resultados também mostram que trabalhadores das RMs nordestinas e nortistas tiveram menores salários em comparação com os trabalhadores das RMs do Sudeste (variável omitida). Por outro lado, trabalhadores das RMs sulistas e do Centro-Oeste receberam maiores salários comparativamente aos do Sudeste.

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

As variáveis instrumentais escolhidas refletem a preocupação em se mensurar as amenidades de cada região. Assim, as variáveis de números de estabelecimentos escolares, taxa de homicídio, PIB municipal e número de frotas tentam captar, pelo menos em partes, as amenidades que os indivíduos encaram. As escolhas dessas variáveis foram feitas com o seguinte raciocínio. Número de estabelecimentos escolares: quanto maior o número de

estabelecimentos escolares, maior será a facilidade de acesso ao ensino público e privado, caracterizando uma amenidade positiva. Taxa de homicídio: quanto maior a taxa de homicídio mais violenta a região metropolitana, caracterizando uma amenidade negativa. PIB municipal: quanto maior o PIB municipal mais rica será a região metropolitana, caracterizando uma amenidade positiva. Número de frotas: quanto maior o número de frotas, maior será o congestionamento na região metropolitana, caracterizando uma amenidade negativa. Dessa forma, as variáveis instrumentais utilizadas tem o intuito de captar, pelo menos em partes, as amenidades de cada região e instrumentalizar as variáveis de custos, que são correlacionadas. Ressalta-se que as variáveis instrumentais devem estar ligadas parcialmente às variáveis endógenas, mas não precisam estar ligadas com a variável dependente, no caso aqui considerado, a variável salário.

Ao estimarmos a expressão proposta em (4) pelos métodos GMM⁸ e 2SLS tem-se a necessidade de se testar a validade das variáveis que foram utilizadas para instrumentalizar as variáveis endógenas (variáveis de custos). Esta avaliação será feita através dos testes descritos na seção dedicada à metodologia. Seus valores se encontram na tabela 2.3.

Tabela 2.3 - Testes de instrumentos e endogeneidade

Testes	GMM	p-valor	2SLS	p-valor
J de Hansen	1,03	0,31		
Durbin	34,56	0,00	31,88	0,00
Sargan			1,15	0,28
Wu-Hausman			7,06	0,00

Fonte: Elaboração própria.

O teste J de Hansen é o primeiro a ser analisado, o qual 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 1,03 com p-valor igual a 0,31. Dessa forma, o valor do teste é não significativo a 5%, indicando assim, que não se deve rejeitar a hipótese nula. Portanto, os instrumentos são válidos e não correlacionados com o termo de erro, mas são correlacionados com as variáveis endógenas (variáveis de custos).

O teste de Durbin aplicado após a estimativa GMM testa sob-hipótese nula se as variáveis consideradas endógenas (variáveis custos) poderiam ser tratadas como exógenas. A

⁸ Destaca-se que estimações OLS, GMM e 2SLS que incluem a variável população ao quadrado encontra-se no anexo ao final deste trabalho.

estatística encontrada foi de 34,56, com p-valor igual a 0,00. Assim, o teste é significativo a 1% e a hipótese nula deve ser rejeitada, recomendando que as variáveis de custos devem ser tratadas, de fato, como endógenas. Este resultado sugere que é mais correto utilizar o modelo GMM, que trata do problema de variáveis endógenas, em vez do modelo OLS padrão, que trata todas as variáveis explicativas como sendo exógenas.

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 (os instrumentos considerados são exógenos e válidos). O valor encontrado para o teste de Sargan é de 1,15 com p-valor igual a 0,28. 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 aleatório⁹.

Para a estimação de 2SLS, foram realizados dois testes sobre a endogeneidade das variáveis de custo. Os testes de Durbin e de Wu-Hausman, que testam sob a hipótese nula se as variáveis consideradas endógenas deveriam ser tratadas como exógenas. No caso aqui analisado, estes procedimentos testam se as variáveis de custo (custos educação, habitação, saúde, alimentação e transporte) deveriam ser consideradas exógenas e não endógenas. 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.

Desta forma, depois de evidenciada a validade dos métodos de GMM e 2SLS, cabe agora analisar as estimações encontradas. A tabela 2.2 também fornece os resultados encontrados para a estimação da expressão (4) através do GMM e 2SLS. Para estes métodos de estimativa, 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. Ressalta-se, uma vez mais, que a escolha dos instrumentos se pautou na ideia de englobar medidas de amenidades que teriam impacto positivo ou negativo na escolha dos indivíduos em residir nas diversas regiões metropolitanas

⁹ Ressalta-se, entretanto, que mesmo tendo passado em todos os testes possíveis para esta análise, a validade dos instrumentos deve sempre ser considerada questionável.

do país. Os coeficientes estimados pelos dois métodos, GMM e 2SLS, apresentaram resultados esperados para as variáveis de custo, com exceção para a variável custo de 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 seja significativo, passou a ser positivo e se tornou, portanto, mais condizente com a realidade. Constata-se também que a maior elasticidade corresponde aos gastos de saúde, seguidos dos gastos de habitação e transporte. Entretanto, nenhuma das elasticidades satisfaz a condição de compensação plena, ou seja, nenhum dos custos de vida apresentou elasticidade unitária como proposto por Winters (2009). Este autor mostra que para haver compensação plena no salário, os coeficientes dos custos nas estimações deveriam apresentar elasticidades de no mínimo igual a 1,0, o que não se observou para as estimativas de GMM e 2SLS.

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 quando comparados às mulheres e cônjuges, respectivamente, enquanto que indivíduos na situação filho possuem menores salários, quando comparados a indivíduos que são cônjuges. As *dummies* 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 compensação plena, grosso modo, não é satisfeita para nenhum dos custos, sendo que o que mais se aproximou dessa condição foram, em ordem decrescente, os custos de saúde, os custos de habitação e os custos de transporte, esse último significativo a 10% apenas. Dessa forma, para cada aumento de 1% nos custos de saúde, haverá uma contrapartida nos salários no valor de 0,83%; a cada aumento de 1% nos custos de habitação, haverá uma contrapartida nos salários no valor de 0,81%; e, por fim, a cada aumento de 1% nos custos de transporte, haverá um aumento de 0,44% nos salários – isso 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%.

Entretanto, apesar das estimativas dos coeficientes de custos não alcançarem a unidade, faz-se aqui uma tentativa ao verificar se estas estimativas poderiam ser consideradas estatisticamente iguais à unidade. Para a realização deste exercício, foi aplicado um teste de hipótese básico (Teste de Wald) – cuja metodologia foi descrita em seção anterior – que segue

uma distribuição qui-quadrado por ter como característica usar grande amostra. Por isso, o teste de Wald tem a hipótese nula, como descrito em (30), em que cada coeficiente estimado das variáveis de custo é igual à unidade, considerando-os individualmente tanto para a estimação GMM, quanto para a estimação 2SLS. Os resultados dos testes para cada coeficiente estão descritos na tabela 2.4 abaixo.

Tabela 2.4 - Resultados Testes de Hipóteses

	GMM	2SLS
Incusto_edu	35,02 ^{***}	35,99 ^{***}
Incusto_ha	0,75	0,88
Incusto_sau	0,36	0,24
Incusto_ali	7,59 ^{***}	8,22 ^{***}
Incusto_trans	4,46 ^{**}	4,72 ^{***}

Nota: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaboração própria.

Os valores do teste de Wald reportados na tabela 2.4, indicam que a hipótese dos coeficientes dos custos serem iguais à unidade deve ser rejeitada para os custos de educação (teste significativo a 1%), custos de alimentação (teste significativo a 1%) e custos de transporte (teste significativo a 5%). Entretanto, a hipótese de que os coeficientes estimados são estatisticamente iguais a 1 não deve ser rejeitada para os coeficientes estimados dos custos de habitação e saúde. Dessa forma, a compensação plena seria estatisticamente satisfeita para os custos de habitação e saúde.

Assim, ao migrarem para regiões mais caras do país, os trabalhadores enfrentam maiores custos de vida e, quando não possuem uma compensação plena – no caso para os custos de transporte na forma de salários mais altos – podem sofrer diminuição na qualidade de vida e menores níveis de bem-estar. Entretanto, como o teste de hipótese básico apontou, a compensação plena seria estatisticamente satisfeita para os custos de habitação e saúde, indicando que os trabalhadores podem ser recompensados de forma plena para estes custos, obtendo melhores condições de vida e níveis de utilidade no mínimo constantes. Portanto, a conclusão a qual se chega depois da realização das estimativas, testes de instrumentos, testes de endogeneidade e de hipótese é que: os trabalhadores não são compensados inteiramente por aumentos no custo de transporte, mas podem ser compensados em seus salários por aumentos nos custos de habitação e saúde, uma vez que a hipótese de compensação plena é

estatisticamente satisfeita para estes custos. Já para os custos de alimentação e educação, não há como se estabelecer relações conclusivas, devido a seus coeficientes não serem significativos nas regressões realizadas tanto pelo método GMM, quanto 2SLS.

2.6 Considerações Finais

Na última década, o país passou por crescimento econômico moderado e taxas de inflação controladas, acontecimentos 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 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 compensação plena em seus salários. Isto é, um aumento de 1% em determinado custo, deveria aumentar o salário em também 1% (elasticidade unitária).

O modelo utilizado para esta análise seguiu o modelo proposto por Winters (2009). As variáveis de custo foram consideradas exógenas em uma análise preliminar, na qual foi empregado o método OLS. Entretanto, devido ao problema de simultaneidade das variáveis de custo e salários, uma vez que são determinadas simultaneamente no mercado, as variáveis de custo foram consideradas endógenas em uma segunda análise, na qual foram utilizados os métodos de GMM e 2SLS para tratar o problema e, desta forma, se obter estimativas consistentes e eficientes. Os testes propostos para ambos os métodos comprovaram que as variáveis de custo devem ser tratadas de fato como endógenas e, assim, devem ser instrumentalizadas para a obtenção de estimativas mais robustas e consistentes.

Após as estimativas e testes realizados neste trabalho, é possível concluir que os trabalhadores não recebem uma compensação plena para os custos de transporte, ou seja, para a cada aumento nos custos de transporte não há um aumento de mesma magnitude nos salários. Entretanto, averiguou-se que a hipótese de compensação plena é estatisticamente satisfeita para os custos de habitação e saúde, pois os indivíduos podem ser compensados totalmente em seus salários por aumentos nestes determinados custos. Já para os custos de alimentação e educação não há como se estabelecer relações conclusivas, uma vez que seus coeficientes não foram significativos em nenhum dos métodos de estimação empregados.

Portanto, de acordo com os resultados encontrados nas estimativas propostas, os trabalhadores ao migrarem para regiões com maiores custos podem ser compensados em suas

rendas devido a alterações de alguns componentes de gastos, como habitação e saúde, e não compensados totalmente para alguns outros, como transporte. Dessa forma, as variações de utilidade e bem-estar dos trabalhadores serão diferentes de acordo com o respectivo peso que os diversos grupos de consumo têm em seus orçamentos familiares.

Estudos relacionados a questões regionais voltam a ganhar importância, uma vez que os mercados de trabalho estão sofrendo grandes alterações por causa das mudanças da economia no contexto nacional. Apesar das regiões metropolitanas serem uma parcela significativa do mercado nacional, estudos referentes aos mercados de trabalho estaduais ou ainda no nível microrregional devem ser realizados com o intuito de trazer contribuições importantes para a questão regional.

Referências

ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Disponível em:

<<http://www.atlasbrasil.org.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.

DEPARTAMENTO NACIONAL DE TRÂNSITO (DENATRAN). Disponível em:

<<http://www.denatran.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.

INSTITUTO NACIONAL DE METEOROLOGIA (INMET). Disponível em:

<<http://www.inmet.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.

SINOPSES ESTATÍSTICAS DA EDUCAÇÃO BÁSICA - INEP. Disponível em:

<<http://portal.inep.gov.br>>. Acesso em: 02 jul. 2015.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 jul. 2015.

PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES (POF) - *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 03 jul. 2015.

ALBOUY, D. Are big cities really bad places to live? Improving quality-of-life estimates across cities. **Ann Arbor**, Cambridge, v. 1001, n. 14472, p. 1-33, 2008.

ALMEIDA, A.N.; AZZONI, C.R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2012. **TD Nereus**, São Paulo, v. 11, p. 1-21, 2013.

AZZONI, C. R. Economic growth and regional income inequality in Brazil. **The Annals of Regional Science**, Berlim, v. 35, n.1, p. 133–152, 2001.

- AZZONI, C. R.; SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in regional science**, Malden, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002.
- AZZONI, C. R.; GUILHOTO, J.; SILVEIRA, F. G.; MENEZES, T.; HADDAD, E. A.; HAZEGAWA, M. Commodity price changes and their impacts on poverty in Developing Countries: the Brazilian case. **Studies in Regional Science**, Cambridge, v. 39, n.1, p.131-147, 2009.
- BAUM, C. F. **An introduction to modern econometrics using Stata**. Texas: Stata Press, 2006. 341 p.
- BEESON, P.E.; EBERTS, R.W. Identifying productivity and amenity effects in interurban wage differentials. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 71, n. 3, p. 443-452, 1989.
- BERGER, M.C.; BLOMQUIST, G.L.; PETER, K.S. Compensating differentials in emerging labor and housing markets: Estimates of quality of life in Russian cities. **Journal of Urban Economics**, Atlanta, v. 63, n.1, p. 25–55, 2007.
- CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1056 p.
- CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics using Stata**. Texas: Stata Press, Texas, 2009. 706 p.
- DICKIE, M.; GERKING, S. Interregional wage differentials: an equilibrium perspective. **Journal of Regional Science**, Malden, v. 27, n.4, p. 571-585, 1987.
- DUMOND, J.M.; HIRSCH, B.T.; MACPHERSON, D.A. Wage differentials across labor markets and workers: does cost of living matter? **Economic Inquiry**, Eugene, v. 37, n.4, p. 577–598, 1999.
- GABRIEL, S.A.; MATTEY, J.P.; WASCHER, W.L. Compesating differentials and evolution in the quality of life among US states. **Regional Science and Urban Economics**, Montgomery, v. 33, n.5, p. 619-649, 2003.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 959 p.

GREENWOOD, M. J.; HUNT, G. L.; RICKMAN, D.S., TREYZ, G.L. Migration, regional equilibrium and the estimation of compensating differentials. **American Economic Review**, Pittsburgh, v. 81, n.5, p. 1382-1390, 1991.

HANSEN, L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, Nova York, v. 50, n.4, p. 1029-1054, 1982.

MENEZES, T. A.; SILVEIRA-NETO, R.M.; AZZONI, C.R. Demography and evolution of regional inequality. **The Annals of Regional Science**, Berlim, v. 49, n.3, p. 643–655, 2012.

ROBACK, J. Wages, rents, and the quality of life. **The Journal of Political Economy**, v. 90, n. 6, p. 1257-1278, Chicago, 1982.

ROBACK, J. Wages, rents, and amenities: differences among workers and regions. **Economic Inquiry**, Eugene, v. 26, n. 1, p. 23-41, 1988.

SAVEDOFF, W. D. Os diferenciais regionais de salários no Brasil: segmentação versus dinamismo da demanda. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 521-556, 1990.

SERVO, L. M. S. Diferenças de salários no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 27., 1999, Belém. **Anais...** Belém: Associação Nacional de Centros de Pós-Graduação em Economia, 1999. v. 3, p. 1869-1986.

SILBERBERG, E; SUEN, W. **The structure of economics**: a mathematical analysis. 2^a. ed. New York: McGraw-Hill, 1990. 686 p.

WINTERS, J.V. Wages and prices: Are workers fully compensated for cost of living differences? **Regional Science and Urban Economics**, Montgomery, v. 39, n.5, p. 632–643, 2009.

3 O PADRÃO DE CONSUMO E COMPORTAMENTO FAMILIAR POR GÊNERO NO BRASIL: ANÁLISE USANDO A PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES

Resumo

Este estudo tem por objetivo analisar quais são os impactos das rendas femininas e masculinas no padrão de consumo familiar e, assim, avaliar qual o comportamento de decisão de gasto que as famílias seguem para diferentes grupos de consumo. Os dados utilizados são da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 2008-2009, no qual foi considerada parte da amostra apenas famílias que possuem a pessoa de referência e seu cônjuge, ambos com renda de trabalho e entre 25 e 55 anos. A hipótese que norteia este estudo é que as rendas femininas e masculinas não possuem o mesmo impacto no consumo de bens familiares, ou seja, o comportamento de decisão de consumo que prevaleceria na família seria o apontado pelo modelo coletivo, o qual alega que as rendas são gastas de acordo com as preferências individuais de homens e mulheres. Os resultados indicam que o modelo unitário deve ser rejeitado para seis dos doze grupos de consumo. A rejeição da hipótese de que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas, recomenda que o modelo de decisão de consumo que a família segue é o modelo coletivo, no qual as preferências individuais são levadas em conta. Constatou-se a rejeição do modelo unitário para os seguintes grupos de consumo: alimentação dentro de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos escolares, transporte e saúde. Para estes grupos de consumo, observou-se que os aumentos na renda feminina elevariam mais os gastos com alimentação dentro de casa, vestuário feminino, saúde e gastos escolares, do que os aumentos na renda masculina. Estes, por sua vez, elevariam mais os gastos com transporte e vestuário masculino, do que aumentos na renda feminina. Porém, o teste de razão de verossimilhança sugere que a hipótese nula não deve ser rejeitada para alguns grupos de consumo, ou seja, homens e mulheres agrupam sua renda quando pretendem comprar certos bens como: alimentação fora de casa, gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações.

Palavras-chave: Consumo familiar; Gênero; Curva de Engel; Tobit

Abstract

This study aims to examine what are the impacts of female and male incomes in the pattern of household consumption, aiming to evaluate the behavior decisions of families for different consumption groups. The data used for the analysis is from POF (Household Expenditure Surveys) of years 2008-2009, taking as sample only families with a reference person and his spouse, both holding a labor income and with age between 25 and 55 years. The guideline hypothesis this paper clings to is that women's and men's incomes do not have the same impact on consumption of household goods. In other words, the consumer decision behavior that prevails in the family would be appointed by the collective model, which points out that incomes are spent according to the individual preferences of men and women. The results indicate that the unit model, rather than a collective model, must be rejected for six of the twelve consumption groups. The rejection of the hypothesis that male and female income can be grouped, indicates that the consumer decision follows the collective model in which individual preferences are accounted. The unit model was rejected for the following customer groups: household food, men's clothing, women's clothing, school fees, transport and health. For these consuming groups it was observed that increase in women's income would raise

food expenditures indoors, women's clothing, and school health spending when compared to increase in male income. On the other hand, increase in male income raises more the outgoing on transportation and menswear, than increase in women's income. However, the likelihood ratio test suggests that the null hypothesis should not be rejected for some consumer groups, i.e. women and men group their income when for buying certain goods such as eating out, children matters, culture and recreation, smoking and alcohol, housing and donations.

Keywords: Household consumption; Gender; Engel curve; Tobit

3.1 Introdução

Existem poucos estudos na literatura econômica brasileira que abordam o tema de orçamentos e despesas familiares sob a divisão de gênero. Com isso, ainda se sabe poucas coisas a respeito do perfil de consumo e também sobre os padrões de composição de renda de mulheres e homens. A revisão bibliográfica existente sobre esse tema é basicamente internacional e centra-se em modelos econômicos de decisões de consumo domiciliares unitários ou coletivos, tendo como objetivo analisar a composição dos gastos familiares em função de variações nas rendas e características de casais compostos por mulheres e homens.

Este estudo tem como objetivo analisar qual modelo de decisão familiar prevalece nos dados do Brasil para grupos de diversos bens de consumo. Por isso, o trabalho se torna relevante porque suas conclusões podem trazer elementos importantes para a definição de desenhos de políticas públicas. Uma vez que as famílias não se comportam como se fossem uma unidade, as políticas que são dirigidas a elas devem considerar esta informação, pois haverá um impacto diferenciado de uma atuação junto a um ou qualquer outro membro familiar.

Com o intuito de aumentar a eficácia de algumas políticas de cunho social, como as de combate a pobreza, tem sido argumentado que há uma preocupação maior com a educação, saúde e bem-estar das famílias por parte das mulheres, ou seja, as mulheres gastariam “melhor em qualidade entre as escolhas de bens e serviços disponíveis”. É com base nisso que no Programa Bolsa Família, por exemplo, recomenda-se deixar a titularidade do cartão para o recebimento do benefício preferencialmente com a mulher (PINHEIRO; FONTOURA, 2007).

A literatura sobre o tema busca entender o comportamento econômico das famílias sob a divisão de gênero e tem utilizado e contraposto o modelo unitário e o coletivo, apresentando testes estatísticos que refutam, em geral, o modelo unitário. Dessa forma, estes trabalhos analisam os determinantes de algumas despesas, segundo as características femininas e masculinas dos indivíduos que formam casal, como renda, existência de dote no casamento, ativos em geral, etc. (QUISUMBING; MALUCCIO, 1999; PHIPPS; BURTON, 1998; DOSS,

1996; LUNDBERG; POLLAK, 1993; LE CACHEUX, 2005; HODDINOTT; HADDAD, 1995).

Mais especificamente, o estudo aqui proposto tem como objetivo analisar quais são os impactos das rendas femininas e masculinas no padrão de consumo familiar com base nos microdados da POF 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A hipótese que norteia esse trabalho traz à frente o debate de que homens e mulheres gastariam a sua renda de forma diferente, não somente por causa das diversas funções que desempenham dentro do domicílio, mas muitas vezes guiados por seus gostos e preferências individuais, que não necessariamente refletem decisões altruístas do consumo coletivo da família como um todo.

Para investigar essa hipótese foi considerada uma amostra de famílias formadas apenas por casais em que ambos tenham entre 25 e 55 anos, trabalhem e que podem ter filhos, parentes ou outros agregados vivendo com eles. As decisões de consumo a serem analisadas baseiam-se apenas nas decisões de gastos individuais medidos pelas rendas do homem e da mulher, ambos considerados como pessoa de referência ou como cônjuge dentro do domicílio. Uma curva de Engel de forma linear será estimada para 12 categorias de produtos de consumo e será testado se as agregações da renda feminina e masculina são estatisticamente significativas em cada categoria. O método de estimação utilizado será o Tobit e a hipótese de agregação das rendas será avaliada com o teste da razão de verossimilhança.

A justificativa para este estudo consiste no fato de que trabalhos que abordem orçamentos familiares sob a perspectiva de gênero ainda são escassos no Brasil. Portanto, o presente trabalho visa contribuir para o debate do assunto na literatura e proporcionar subsídios tanto para gestores públicos como para o setor privado ao identificar padrões de consumo. Uma limitação encontrada é que o estudo não avança nos novos rótulos de núcleo familiar que divergem do núcleo familiar tradicional (pai, mãe e filhos), tais como filhos adultos morando com os pais, pessoas que optam por viver solteiras e casais homoafetivos.

Os resultados encontrados indicam que se deve rejeitar o modelo unitário para seis dos doze grupos de consumo. A rejeição da hipótese de que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas indica que o modelo de decisão de consumo que a família segue é o modelo coletivo. A rejeição da hipótese agregação de rendas se verificou para os seguintes grupos de consumo: alimentação dentro de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos escolares, transportes e saúde. Contudo, o teste de razão de verossimilhança sugere que a hipótese não deve ser rejeitada para alguns grupos de consumo, ou seja, homens e mulheres agrupam sua renda quando pretendem comprar certos bens como: alimentação fora de casa,

gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações. Assim, para estes determinados bens, aumentos na renda feminina impactam da mesma forma que os aumentos da renda masculina nestes grupos de consumo.

O artigo está dividido em seis seções, incluindo esta introdução. Na Seção 3.2 é apresentada a revisão de literatura que contém uma breve descrição do modelo de decisão unitário e coletivo, bem como comentários sobre os principais trabalhos publicados na área. A seção 3.3 é composta pelo modelo teórico que embasa a hipótese deste trabalho e também a metodologia usada para a estimação das curvas de Engel e do teste de razão de verossimilhança. Já a seção 3.4 descreve a fonte da base de dados, as variáveis e também como os dados foram filtrados para chegar à amostra utilizada para a estimativa. A seção 3.5 apresenta os resultados das estimações obtidas e também os testes para a verificação da hipótese inicial. Por fim, as principais conclusões estão apresentadas na seção 3.6.

3.2 Revisão bibliográfica

3.2.1 Modelagem de Comportamento das Famílias: Modelo Unitário versus Modelo Coletivo

3.2.1.1 Modelo Unitário

A teoria de comportamento das famílias foi introduzida por Gary Becker em meados dos anos 60 dentro da literatura. Para ele, as famílias eram consideradas como um conjunto de indivíduos que se comportavam como se estivessem de acordo sobre a maneira mais eficiente de combinar tempo, bens adquiridos e produzidos para maximizar um bem-estar comum a todos, este é o chamado modelo unitário (BECKER, 1974). Este modelo é chamado também de modelo de preferências comuns ou modelo de ditador ‘benevolente’, baseado na ideia de que todos os membros da família partilham da mesma função de preferências, ou na existência de um único membro que age como ditador que impõe decisões para o bem da família. O modelo é chamado de unitário, porque há apenas uma única função de preferência para a família, ela se comporta como se fosse um único agente e as rendas de todos os indivíduos são agrupadas (*pooled*). O modelo unitário parte da ideia de que os recursos podem ser agregados e as despesas serão feitas com o intuito de garantir o bem-estar do conjunto familiar. A função utilidade da família é maximizada ficando sujeita a apenas uma única restrição orçamentária, independente de quem esteja recebendo a renda. Dessa forma, a demanda dos bens dependeria apenas dos preços dos bens e do rendimento familiar total.

Sendo assim, tanto os aumentos na renda masculina como os aumentos na renda feminina teriam o mesmo efeito sobre a despesa domiciliar. Vale ressaltar que neste modelo proposto por Becker sempre haverá na família um indivíduo altruísta que controla a maior parte da renda, e suas preferências conjecturam a preocupação com o bem-estar da família como um todo (PHIPPS; BURTON, 1998).

O modelo unitário é bastante preciso quando se trata de analisar as decisões relativas à quantidade de bens consumidos e a alocação igual ou não desses bens dentro do agregado familiar. Por exemplo, diferenças de divisões entre os membros pode ser resultado de produtividades diferentes que, por sua vez, levam a rendimentos mais elevados, que são compartilhados por todos os membros. O modelo unitário também é utilizado devido à simplicidade de sua interpretação (SOARES, 2002).

Entretanto, a existência de uma única função de bem-estar da família que conjectura as preferências de todos os seus membros, não é uma hipótese inócua. Dessa forma, se os membros familiares possuem preferências individuais, então essas devem ser consideradas de alguma forma. Além disso, a abordagem unitária assume que todos os recursos, como renda, capital, trabalho e terra, são agregados. Assim, segundo Quisumbing e Maluccio (1999), se as preferências dos membros da família não são as mesmas, deve haver pelo menos um membro que seja capaz de monitorar todas as transações, resultando tanto em um problema de informação como também de controle.

3.2.1.2 Modelos Coletivos

Thomas (1990), diferentemente do modelo proposto por Becker, afirma que há incentivos para que os indivíduos da família não agreguem sua renda, mas que aloquem seus recursos em bens que mais lhe interessam. Uma das principais críticas ao modelo unitário consiste na ideia de que o indivíduo altruísta maximiza uma única função utilidade, ignorando as preferências individuais. Assim, a literatura da economia moderna modificou essa premissa, e desenvolveu novos modelos que incorporam novas modalidades como as preferências assimétricas (PINHEIRO; FONTOURA, 2007).

Devido às preocupações com os pressupostos do modelo unitário, uma série de alternativas apareceu, tendo como foco a individualidade dos membros da família e as eventuais diferenças em suas preferências, enfraquecendo assim o primeiro modelo. Essas alternativas resultaram nos modelos coletivos. A maioria dos modelos coletivos possui duas principais características em comum: 1) admitem que haja mais de um tomador de decisão, de modo que haja preferências diferentes, e 2) não exigem um único índice de bem-estar

doméstico, permitindo que este índice varie com os preços, rendimentos e gostos. Vale ressaltar que apenas o modelo coletivo permite que a política pública afete as regras de alocação de recursos dentro do agregado familiar.

No modelo coletivo, tem-se que nada é assumido *a priori*, ou seja, não se aborda diretamente a questão de como as preferências individuais levariam à escolha coletiva. Portanto, não é assumido que a regra que rege a distribuição dentro do agregado familiar seja sem importância, mas que essa deva ser calculada a partir dos dados e não colocada como pressuposto (QUISUMBING; MALUCCIO, 1999).

Por sua vez, os modelos coletivos podem ser divididos em três amplas vertentes: modelos 'Pareto-Eficiente', de barganha (cooperativos) e não-cooperativos (PHIPPS; BURTON, 1998). A primeira vertente são os modelos 'Pareto-Eficiente', como descrito por Chiappori (1992), no qual se assume que marido e esposa têm funções utilidade separadas, mas eles se preocupam um com o outro de forma não paternalística. Dessa forma, o marido não se preocupa com o que sua esposa consome, apenas que o seu consumo a faça "feliz", levando a considerar que, de alguma maneira, esposa e marido escolhem uma alocação eficiente de seus recursos.

A segunda vertente afirma que a barganha (poder de decisão) existente dentro da família é de caráter cooperativo, de forma que as alocações dos recursos são consequência de processo no qual o indivíduo buscará alocar recursos que possui na forma de bens que mais valoriza. Nos modelos coletivos de barganha cooperativa, o indivíduo pode optar por ficar só, formar uma família ou então qualquer outro tipo de grupo. Isto posto, os indivíduos escolheriam permanecer em família ou em grupo quando os benefícios de fazer essa escolha superarem as vantagens de se manter só. A existência de um agregado familiar gera um excedente, o qual será distribuído entre todos os membros familiares e, portanto, essa regra que rege essa distribuição é central na análise. Os modelos unitários podem ser considerados como um caso especial do modelo coletivo cooperativo em que todas as preferências são idênticas e, por conseguinte, todos os recursos são reunidos (*pooled*) (QUISUMBING; MALUCCIO, 1999).

Modelos de barganha cooperativa, como proposto por McElroy e Horney (1981) e Manser e Brown (1980), retratam o comportamento familiar como um resultado de jogo de barganha. Assume-se que marido e esposa possuem funções utilidade separadas. Para Quisumbing e Maluccio (1999), o poder de barganha é determinado por algumas características como: controle sobre recursos, mobilização das redes pessoais e atributos individuais.

Outra versão do modelo de barganha cooperativa é o chamado modelo de esferas separadas, que localiza os pontos ou jogadas de ameaça (*threat-points*) dentro da unidade familiar e fatores relacionados aos papéis tradicionais de gênero. Nesse modelo de esferas separadas os membros cooperam voluntariamente para alcançar bens coletivos para a família. Entretanto, a cooperação é feita a partir de uma definição externa de responsabilidades específicas de cada um, que por sua vez é fundamentada nas concepções de gênero, de maneira que o equilíbrio obtido levaria a um tipo de especialização de gênero, em que cada membro ficaria responsável pelo suprimento de bens específicos e seu trabalho seria ofertado de acordo com a divisão sexual das tarefas (PHIPPS; BURTON, 1998).

Já a terceira vertente de modelos coletivos são aqueles que se embasam na teoria não cooperativa. Embora todos os modelos cooperativos sejam Pareto Eficiente, somente alguns dos modelos não-cooperativos alcançam essa propriedade. Assim, eles seriam parte dos modelos não coletivos, os quais não satisfazem a eficiência de Pareto. Os modelos não-cooperativos (HODDINOT; HADDAD, 1995; LUNDBERG; POLLAK, 1993) partem do pressuposto de que os indivíduos não estabelecem contratos vinculativos uns com os outros. Assim, os indivíduos possuem interesses divergentes e podem falhar ao tentar conciliá-los (LE CACHEUX, 2005). Ou seja, assume-se que as preferências de cada membro são egoístas e definidas individualmente de acordo com suas próprias preferências, sendo os interesses dos indivíduos divergentes e algumas vezes não conciliáveis. Entende-se, então, que os modelos não-cooperativos sugerem que o desejo do indivíduo de estar em família é puramente explicado por uma questão de economia de escala, sendo que há possibilidades de consumo de alguns bens coletivos (PINHEIRO; FONTOURA, 2007).

3.2.2 Trabalhos publicados no tema

O estudo realizado por Thomas (1990) teve como objetivo determinar se o modelo de Becker de preferências comum é coerente com os dados para o Brasil. Neste artigo, deu-se destaque na alocação de recursos em ingestão de nutrientes, saúde da criança, sobrevivência e fertilidade. O autor concluiu que a hipótese de modelo unitário, em que as mulheres e homens possuem as mesmas preferências, deve ser rejeitada. Ou seja, a renda dos pais não possui igualdade de efeitos sobre o consumo da família. A renda da mãe possui maiores efeitos sobre a saúde da família do que a renda do pai. Além disso, o efeito da renda da mulher sobre a probabilidade de sobrevivência da criança é quase vinte vezes maior que o efeito da renda do homem. O autor também encontrou evidências de que há preferência por gênero: a mãe

prefere empregar seus recursos para melhorar o *status* nutricional das suas filhas mulheres, enquanto que os pais empregam recursos para melhorar a nutrição de seus filhos homens.

Thomas e Chen (1994) tiveram como objetivo testar a validade do modelo unitário utilizando dados da *Personal Survey of Income Distribution* (PSID) de Taiwan. Os resultados encontrados pelos autores sugerem que a hipótese do modelo unitário deve ser rejeitada para alguns bens. Dado este resultado, os autores se voltaram para um modelo geral individualista da família e concluíram que, à medida que aumenta a parcela de renda recebida pela mulher, os gastos com educação aumentam e os gastos com álcool, fumo e alimentação diminuem. Também notaram que os rendimentos masculinos e femininos não possuem efeitos distintos para as despesas com vestuário, com exceção de roupas para os filhos. Ressaltam ainda que, apesar dos membros familiares não apresentarem as mesmas preferências, eles se comportam de maneira Pareto eficiente. Para os autores, ainda que a literatura sobre este tema seja escassa, há indícios de que os recursos que estejam em posse de diferentes indivíduos impactam de forma distinta o bem-estar familiar, levando a crer que os padrões de gastos são afetados por uma realocação de renda entre homens e mulheres, principalmente aqueles ligados aos cuidados com as crianças.

O trabalho elaborado por Hoddinott e Haddad (1995) tem como objetivo realizar testes econométricos da suposição que controle de renda por gêneros específicos se traduziriam em mudanças nos gastos realizados pelas famílias na Costa do Marfim. Os autores chamam a atenção de duas razões pelas quais essa análise é interessante. Primeiramente, os modelos unitários assumem a maximização de uma única função de bem estar em que todos os rendimentos são agrupados (*pooled*), mas, a ideia de que as famílias agrupam a sua renda não é consistente, então é preciso analisar as famílias como entidades coletivas em que as decisões são o resultado de negociação entre os membros. Em segundo lugar, as intervenções governamentais nos países em desenvolvimento, possuem maiores probabilidades de darem certo se são direcionados para as mulheres, pois se as mulheres gastam sua renda adicional de forma mais socialmente desejável, a argumentação de que os projetos de geração de renda devem ser orientados por gênero ganha ainda mais força. Os resultados estimados pelos autores mostram que quando a parcela de rendimentos da esposa aumenta, a parcela gasta em alimentos também aumenta, enquanto que as quotas do orçamento destinadas ao álcool e cigarros diminuem. Assim, concluem que as famílias são mais bem modeladas como entidades coletivas na qual a negociação ocorre entre os membros e que as preferências individuais são levadas em consideração para a determinação dos gastos.

Já Doss (1996) teve como objetivo examinar as diferenças nos padrões de despesa do agregado familiar entre as famílias com diferentes níveis de poder de barganha das mulheres no país de Gana. Para o autor, as preferências individuais e o poder de barganha dentro do agregado familiar podem afetar os resultados das decisões econômicas. Ele considera que o principal desafio é encontrar medidas quantitativas de poder de barganha dentro da unidade familiar, sendo que este poder é influenciado pela estrutura do casamento, a aceitação cultural da violência contra as mulheres e as oportunidades das mulheres ganharem um salário fora do casamento. Deste modo, se a mulher não ganha nenhuma renda, seu poder de barganha é relativamente baixo, uma vez que ela não contribuirá para o rendimento monetário doméstico.

Entretanto, a falta de rendimento feminino também pode indicar seu alto poder de barganha, pois a mulher com mais poder de negociação pode optar por não trabalhar (DOSS, 1996), revelando que o uso da renda como um medidor de poder de barganha pode levar a conclusões incorretas. Com o intuito de não incorrer em problemas de ambiguidade, o autor utiliza a porcentagem de ativos (como terra e poupança) detidos pela mulher como medida de seu poder de barganha. A conclusão a que o autor chega é que a posse de bens pelas mulheres impactam positivamente os gastos com alimentação, educação, serviços como abastecimento de água e eletricidade, que são considerados bens essenciais, e tem menos peso para álcool, fumo, habitação, lazer e outros, que são bens típicos de consumo masculino ganense e são considerados bens não essenciais. Portanto, para compreender os padrões de despesas da família é preciso incorporar as preferências individuais e o poder de barganha no modelo.

O estudo feito por Phipps e Burton (1998) teve como objetivo fornecer evidências de que nem sempre as rendas masculinas e femininas exercem influências idênticas nos gastos familiares. Os autores utilizaram dados da *Statistics Canada Family Expenditure Survey* para o ano de 1992 e, seguindo a hipótese do modelo unitário, concluíram que maridos e esposas agregam seus recursos para algumas categorias de despesa, enquanto que para outras não. As despesas relacionadas à habitação, lazer, fumo, álcool e doações são os grupos para os quais a hipótese do modelo unitário é aceita. As despesas em que a hipótese de agregação foi rejeitada são a alimentação dentro e fora de casa, vestuário, cuidados com as crianças e transporte. Assim, os autores concluem que os gastos estão divididos de acordo com as esferas tracionais de responsabilidades que são imputadas pela sociedade às mulheres e aos homens.

Já o trabalho de Quisumbing e Maluccio (1999) utiliza evidências empíricas para testar o modelo unitário contra o modelo coletivo familiar utilizando dados das famílias de Bangladesh, Indonésia, Etiópia e África do Sul. Em especial, os autores buscam testar se os

ativos trazidos para o casamento por cada um dos cônjuges teriam efeitos sobre os resultados das alocações intra-familiares. Para todos os países a hipótese de modelo unitário é rejeitada como descrição do comportamento do agregado familiar. Os resultados encontrados pelos autores indicam que há um efeito positivo e significativo dos ativos controlados pelas mulheres sobre as alocações dos gastos para a próxima geração, como educação e vestuário infantil. Assim, nos quatro países estudados pelos autores, tem-se que recursos nas mãos de mulheres tendem a aumentar os gastos com educação. No entanto, apesar de se conseguir verificar o aumento de gastos com educação, a pesquisa não permite identificar quem dentro do domicílio se favorece desse incremento educacional.

Rangel (2003) apresenta uma avaliação empírica dos modelos de decisão familiar para o Brasil, concentrando-se principalmente sobre a forma com que as mudanças no equilíbrio de poder de decisão dentro das unidades familiares afetam o nível de escolhas de oferta de trabalho e investimento em capital humano das crianças. A análise empírica é feita com base nos dados da PNAD (Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios) de 1992, 1993 e 1995. O autor conclui que o maior “empoderamento” das mulheres resulta na redução das horas trabalhadas por mulheres chefes de família, incluindo as atividades domésticas, e na redistribuição de recursos dos agregados familiares no sentido de escolarização de meninas adolescentes. Portanto, para o autor as características individuais de preferências dos pais não são compatíveis com o modelo de representação unitária do agregado familiar.

O estudo de Pollak (2005) teve como objetivo argumentar o que determina o poder de barganha dentro da unidade familiar e, para isso, analisa o papel das rendas não provenientes do trabalho, salários, taxa de salário, produção familiar e produtividade da produção familiar. O autor conclui que a taxa de salários determina o bem-estar no ponto de ameaça e, portanto, definem o poder de barganha, pois os ganhos observados no equilíbrio de barganha podem ser diferentes dos ganhos obtidos no ponto de ameaça, uma vez que as horas alocadas no mercado de trabalho na solução de barganha diferem das horas alocadas no mercado de trabalho no ponto de ameaça. Portanto, mais geralmente, um esposo (a) que ganha altos salários porque ele (a) escolhe alocar mais tempo no mercado de trabalho e, conseqüentemente, menos em produção familiar e lazer, não tem muito poder de barganha, mas, se o esposo (a) ganha mais por causa da sua alta taxa salarial, tem maior poder de barganha.

Pinheiro e Fontoura (2007) tiveram como objetivo analisar as diferenças e semelhanças existentes nas composições dos rendimentos e despesas familiares cujos chefes são mulheres e também chefes homens no Brasil. Também teve como objetivo examinar os dispêndios dos indivíduos segundo a diferença de gênero, a partir dos dados da POF 2002-2003. As autoras

tomaram como hipótese o fato de que homens e mulheres gastam sua renda de maneira diferente, devido aos papéis socialmente atribuídos aos indivíduos de acordo com o sexo. Ao longo do artigo são apresentadas informações descritivas que permitem caracterizar o padrão de dispêndio e recebimento em famílias com diferentes arranjos, ou seja, famílias chefiadas por homens e famílias chefiadas por mulheres. As autoras concluíram que as estruturas familiares têm efeitos diretos sobre as despesas familiares. Assim, as diferenças se mostram mais interessantes e confirmam que a presença de um chefe homem ou chefe mulher traz efeitos diferenciados na forma como as famílias dirigem seus orçamentos. Além disso, elas também concluem que de fato, cabem às mulheres as atribuições relacionadas ao cuidado dos outros membros familiares e também do ambiente doméstico e aos homens as responsabilidades de gastos com transporte e a manutenção dos veículos da família.

3.3. Metodologia

3.3.1 Função consumo ou Curva de Engel

Considerando o modelo de utilidade familiar (modelo unitário), tem-se que a demanda de bens está sujeita aos preços e à renda total familiar, dadas as características demográficas da família. Mantendo-se os preços constantes, a curva de Engel, dependerá da renda total que corresponde à soma da renda do marido e da esposa, dadas as características demográficas. A curva de Engel pode, então, ser escrita como:

$$E = f(Y_w + Y_h | A) \quad (1),$$

onde E são os gastos familiares de determinado bem, Y_w é a renda da esposa, Y_h é a renda do marido e A corresponde às características demográficas.

Contudo, a expressão descrita em (1) pode ser modificada para descrever o modelo coletivo de comportamento familiar, tornando a expressão em:

$$E = f(Y_w, Y_h | A) \quad (2).$$

A expressão (2) corresponde à curva de Engel em função das rendas individuais de esposa e marido, dadas as características demográficas. Uma vez que a expressão (1) esteja alinhada à expressão (2), é simples testar a validade do modelo unitário ou modelo coletivo (PHIPPS; BURTON, 1998).

O modelo utilizado neste trabalho é uma especificação da curva de Engel que tem como base o modelo coletivo, de forma que:

$$E = b_0 + b_w Y_w + b_h Y_h + \sum_i b_i A_i + e \quad (3),$$

onde A_i , $i = 1, \dots, 11$ são as variáveis demográficas incluindo número total de filhos, *dummy* de residência em urbano, idade da esposa e do marido, anos de estudo da esposa e do marido e uma *dummy* para a região em questão (sudeste, sul, nordeste, norte e centro-oeste).

Para que as restrições em (1) sejam satisfeitas, ou seja, testar a validade do modelo unitário e rejeitar o modelo coletivo, é preciso que se tenha $b_w = b_h$. Se rejeitada essa restrição, implica que as rendas masculina e feminina não podem ser agrupadas e devem ser consideradas de forma separadas, indicando que influem de modo diferente nos gastos familiares, ou seja, o modelo a ser considerado é o modelo coletivo¹⁰.

3.3.2 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

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

Considere a seguinte expressão linear na forma matricial:

$$y = X\beta + u \quad (4)$$

então:

$$u = y - X\beta \quad (5)$$

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

$$S = u'u = (y - X\beta)'(y - X\beta) = y'y - y'X\beta - \beta'X'X\beta = y'y - 2\beta'X'y + \beta'X'X\beta \quad (6).$$

A condição necessária para o mínimo corresponde a $\partial S / \partial \beta = 0$. Assim, temos:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (7)$$

que corresponde ao estimador OLS (CAMERON; TRIVEDI, 2005).

Para a estimação através de OLS foram consideradas apenas as observações que registraram valor positivo para cada um dos gastos. Entretanto, devido ao problema de amostras censuradas, também se utilizou modelos específicos para esse tipo de estimação.

3.3.3 Modelo Tobit

A amostra considerada para este estudo tem como característica a censura, ou seja, algumas famílias da amostra em questão registraram zero para alguns gastos. Assim, nem

¹⁰ Vale ressaltar que aqui não estamos considerando qualquer tipo de variação nos preços.

todas as famílias possuem gastos positivos e isso constitui a censura da amostra. Para o caso abordado a censura se encontra à esquerda, de modo que quando a observação é censurada, o gasto corresponde à zero. Ressalta-se que o registro de gasto zero significa que a família não comprou o determinado bem durante o tempo em que foi realizada a entrevista da pesquisa, indicando a possibilidade de que ela possua determinado bem em estoque de compras passadas. Em suma, o que se pretende captar é a decisão (ato e iniciativa) de ir comprar.

O exemplo clássico de censura em amostras corresponde ao estudo realizado por Tobin (1958) que analisa as despesas domésticas e apresenta um modelo conhecido pelo nome Tobit, que é apropriado quando a variável dependente de uma regressão linear é observada em apenas um intervalo definido, ou seja, censurada. No caso aqui considerado, a amostra é composta por valores positivos e zeros, tal que em presença de amostras censuradas o estimado de OLS (Mínimos Quadrados Ordinários) é inconsistente, pois a amostra censurada não representa a população.

O modelo censurado-padrão Tobit¹¹ é mais facilmente definido como um modelo de variável latente não-observável, y^* , que não é expressa como uma aquisição até que algum limiar constante conhecido, denotado por L , seja ultrapassado:

$$y^* = x_i' \beta + \mu_i, \quad i = 1, \dots, T. \quad (8)$$

Onde x_i é um vetor $K \times 1$ de regressores exógenos e $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$. Então, a variável observada y_i está relacionada a variável latente y^* de acordo com

$$y = \begin{cases} y^* & \text{se } y^* > L \\ L & \text{se } y^* \leq L \end{cases} \quad (9).$$

A distribuição de uma amostra censurada é retratada na figura 3.1, em que a parte hachurada, corresponde à parte da amostra não observável.

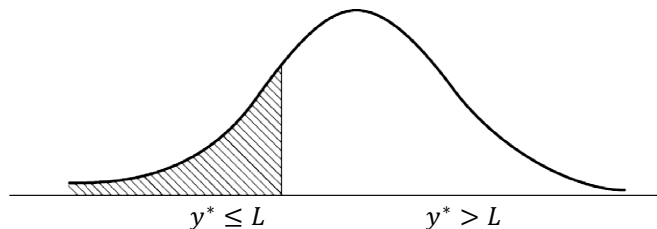


Figura 3.1 - Distribuição amostra censurada

Fonte: Greene (2003).

¹¹ Também chamado de Tobit tipo I, por Ameniya (1984). Há pelo menos cinco variações do modelo Tobit, produzidas pela mudança de onde e quando a censura ocorre, os quais também são apresentados na referência anterior.

Assim, a probabilidade de uma observação qualquer ser censurada será:

$$\Pr(y^* \leq L) = \Pr(x_i' \beta + \mu_i \leq L) = \Phi[(L - x_i' \beta) / \sigma] \quad (10)$$

Onde $\Phi(\cdot)$ corresponde a uma c.d.f. (função de densidade acumulada) normal padrão.

Por fim, o valor esperado para y com observações não censuradas é:

$$E(y_i | x_i', y_i > L) = x_i' \beta + \sigma \frac{\phi[(x_i' \beta - L) / \sigma]}{\Phi[(L - x_i' \beta) / \sigma]} \quad (11)$$

Onde $\sigma(\cdot)$ é a densidade da normal padrão. A média condicional da expressão (11) é relativamente diferente de $x_i' \beta$ por causa da censura existente em y^* . Dessa forma, se estimássemos por OLS, o termo $\sigma \frac{\phi[(x_i' \beta - L) / \sigma]}{\Phi[(L - x_i' \beta) / \sigma]}$ seria omitido, que não é independente de x_i , causando tendenciosidade e inconsistência das estimativas dos parâmetros.

Deste modo, o modelo Tobit é bastante diferente do modelo clássico de regressão linear, pois utiliza toda a informação, inclusive a censura, e provê estimativas consistentes dos parâmetros. O modelo Tobit é resultado de uma combinação do modelo Probit com o modelo clássico de regressão linear, OLS.

Vale ressaltar também que a análise do modelo Tobit é facilitada por meio dos efeitos marginais. Os efeitos marginais variam se o interesse é ou na média da variável latente, $E(y^* | x)$; ou na média truncada em 0, $E(y | x, y > 0)$; ou ainda na média censurada em 0, $E(y | x)$. Esses efeitos podem ser calculados de acordo com as seguintes equações, respectivamente:

$$\begin{aligned} \partial E(y^* | x) / \partial x &= \beta \\ \partial E(y | x, y > 0) / \partial x &= [1 - w \lambda(w) - \lambda(w)^2] \beta \\ \partial E(y | x) / \partial x &= \Phi(w) \beta \end{aligned} \quad (12)$$

Onde, $w = x' \beta / \sigma$ e $\lambda(w) = \phi(w) / \Phi(w)$.

Portanto, os resultados apresentados na próxima seção, com base no modelo (3), foram estimados através do método Tobit, do qual é possível estimar os efeitos marginais.

Teste de Razão de Verossimilhança

O teste utilizado para verificar a hipótese que norteia este trabalho, ou seja, se devemos rejeitar ou não rejeitar o modelo unitário de decisão familiar, é o teste da razão de verossimilhança¹². Seja $L(\theta)$ a função de verossimilhança e $\hat{\theta}$ o estimador de máxima verossimilhança de θ . Considere ainda que θ_0 corresponde ao estimador de máxima verossimilhança do modelo restrito, sob o qual estamos impondo a hipótese nula, então se tem

¹² Este teste é análogo ao teste F usual na análise de Mínimos Quadrados Ordinários.

que: $L(\theta_0) / L(\hat{\theta}) \leq 1$. Aplicando o logaritmo e manipulando a expressão chega-se à seguinte estatística de teste:

$$LR = 2[\ln L(\hat{\theta}) - \ln L(\theta_0)] \sim \chi^2(J) \quad (13)$$

onde J é o número de restrições, ou a dimensão do vetor θ_0 (WOOLDRIDGE, 2007).

Portanto, a partir das estimações das curvas de Engel com o modelo de Tobit, foi feito o teste de verossimilhança, que atesta sob H_0 que: o modelo unitário é o modelo mais apropriado para explicar a forma com que as famílias tomam as decisões de consumo, e assim, as rendas femininas e masculinas podem ser agrupadas. E sob hipótese alternativa, H_A : o modelo coletivo é o modelo mais apropriado e as rendas femininas e masculinas não podem ser agrupadas, porque impactam de maneira diferente os diversos grupos de bens de consumo, uma vez que são gastas conforme as preferências de cada indivíduo.

3.4 Dados

A base de dados utilizada para o estudo foi a POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 2008-2009 realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A POF contém informações sobre o arranjo dos orçamentos domésticos, através da avaliação dos hábitos de consumo, alocação de gastos e da distribuição dos rendimentos, conforme as características dos domicílios e também dos indivíduos. A POF consiste em uma pesquisa detalhada sobre aquisições de bens e serviço e não relata apenas a despesa, mas também as quantidades, de acordo com diversas categorias de consumo, sendo as principais: alimentação, habitação, vestuário, transporte, assistência à saúde, educação, higiene e cuidados pessoais, recreação e cultura, serviços pessoais e despesas diversas. Também é possível obter informações específicas sobre o domicílio e características dos moradores como: relação com a pessoa de referência da unidade de consumo, sexo, idade, nível de instrução, cor ou raça, religião e dados antropométricos. O mês de referência para os valores da pesquisa é janeiro de 2009 e a unidade de referência utilizada é a família.

Foram considerada parte da amostra para a estimação das Curvas de Engel e para o Teste de Razão de Verossimilhança famílias que possuíam uma pessoa de referência, do sexo masculino ou feminino, e seu cônjuge, ambos com faixa etária entre 25 e 55 anos, ambos trabalhando obtendo renda, com ou sem filhos. Após terem sido feitos os filtros para a amostra, foram usadas 11.515 observações de famílias da POF 2008-2009.

Foram considerados também os seguintes grupos de despesa, como sendo as variáveis dependentes do modelo: alimentação dentro de casa¹³, alimentação fora de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos com criança, gastos com educação, cultura e recreação, transporte, fumo e álcool, habitação, doações e assistência de saúde. Já como variáveis explicativas, têm-se: renda masculina, renda feminina; e variáveis de controle para características pessoais do casal, como: idade da esposa, idade do marido, anos de escolaridade da esposa, anos de escolaridade do marido, total de filhos, *dummy* que identifica que a renda do homem corresponde a mais de 50% da renda familiar, *dummy* que identifica que a renda da mulher corresponde a mais de 50% da renda familiar, *dummy* para as famílias as quais o esposo ou esposa pagam pensão alimentícia para indivíduos fora da unidade de consumo, *dummy* para famílias que residem no meio urbano e *dummy* para região de moradia, utilizando a *dummy* para a região norte a base.

Optou-se por se utilizar o grupo de despesas com consumo porque ele representa mais de 80% das despesas totais familiares. A distribuição da despesa total mensal familiar segundo a POF de 2008-2009 é representada na tabela 3.1 abaixo.

Tabela 3.1 - Distribuição das despesas monetária e não monetária média mensal familiar, na Pesquisa de Orçamentos Familiares em 2008-2009

Tipos de Despesa	Distribuição da despesa total monetária e não monetária média mensal familiar (%)	
	POF	
	2008-2009	
Total		100,0
Despesas correntes		92,1
De consumo		81,3
Outras		10,9
Aumento do Ativo		5,8
Diminuição do passivo		2,1

Fonte: IBGE, Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009.

Dessa forma tem-se que as despesas de consumo correspondem ao mais importante componente da estrutura de despesas familiares. Segundo a publicação oficial do IBGE sobre

¹³ Foi sugerido à autora a substituição do grupo alimentação dentro de casa pelos alimentos que compõem a cesta básica. Entretanto, essa mudança não foi possível, pois ao considerar apenas os bens da cesta, muitas observações zero foram geradas. Assim, uma vez que as observações foram muito expressivas, as estimações Tobit não foram robustas.

a POF 2008-2009, a participação das despesas de consumo nas despesas totais foi de 81,3 % para o Brasil, com média mensal de R\$2.134,77¹⁴. A participação das despesas dos diferentes grupos que integram o consumo familiar em relação aos gastos com consumo é apresentada na figura 3.2 abaixo a qual aponta que a soma das despesas com alimentação, habitação e transporte corresponde a 75,3% da despesa de consumo média mensal familiar, que representa 61,3% da despesa total (IBGE, 2009). As despesas com habitação respondem pela maior participação nas despesas monetária e não monetária de consumo das famílias. A segunda maior participação corresponde aos gastos com alimentação e em terceiro os gastos com transporte.

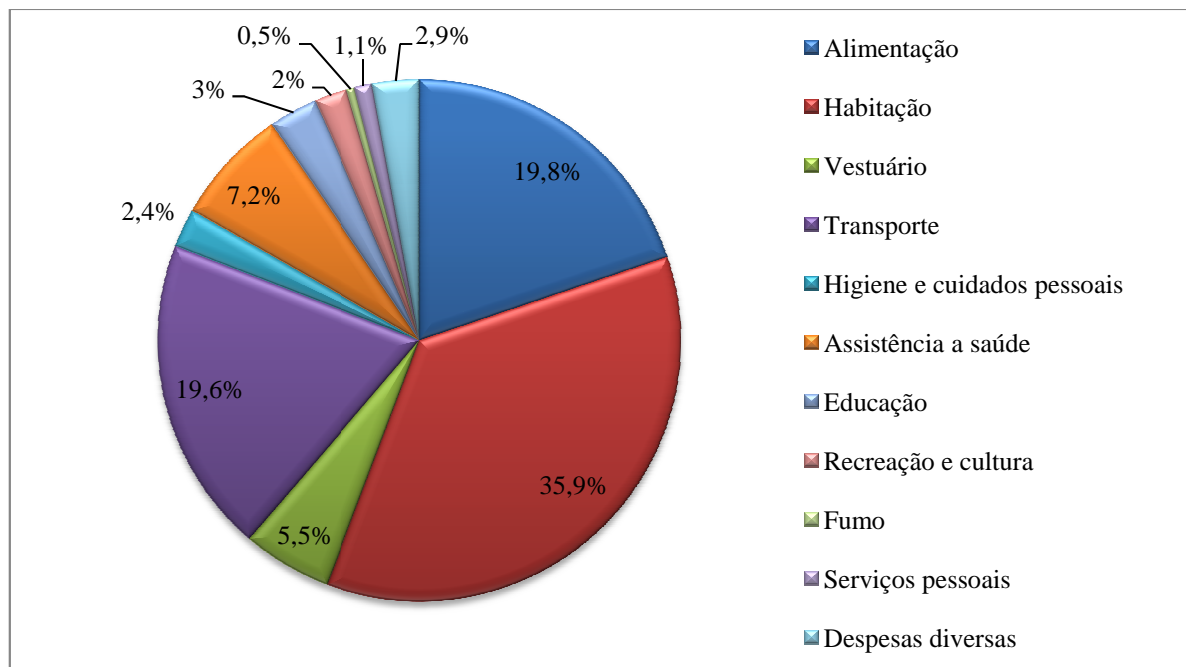


Figura 3.2 - Distribuição das despesas de consumo monetária e não monetária média mensal familiar, por tipos de despesa – Brasil – período 2008-2009

Fonte: IBGE, Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009.

A tabela 3.2 apresenta as médias e desvios-padrão das variáveis consideradas na amostra segundo a POF 2008-2009. Optou-se por dividir a amostra por estratos de renda total familiar, para melhor análise dos gastos médios familiares.

Nota-se que a renda média feminina é sempre menor do que a renda média masculina independente do estrato de renda total média considerado. Isso mostra que apesar do crescimento econômico e das políticas destinadas a reduzir a desigualdade, as diferenças salariais relacionadas ao gênero ainda continuam a ser significativas no Brasil.

¹⁴ Em reais de Janeiro de 2009.

Tabela 3.2 - Médias e Desvios-Padrão das Variáveis em 2009

Variáveis	Renda Total [†] ≤ R\$ 1.000		R\$ 1.000 < Renda Total [†] > R\$ 3.000		Renda Total [†] > R\$ 3.000	
	Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão	Média	Desvio- Padrão
Renda mulher [†]	165,22	10,42	548,89	7,45	2.173,42	69,20
Renda homem [†]	305,19	9,16	940,26	9,68	3.565,71	90,20
Alimentação dentro [†]	326,17	10,96	408,38	7,917	636,98	12,93
Alimentação fora [†]	48,63	4,02	120,24	3,65	358,01	12
Roupa homem [†]	16,05	1,01	30,28	0,96	78,57	2,9
Roupa mulher [†]	17,26	1,37	34,42	1,16	100,5	4,09
Gastos criança [†]	16,72	1,41	29,24	1,16	62,95	2,30
Gastos escolares [†]	5,42	1,08	20,56	1,49	206,94	15,13
Cultura recreação [†]	3,05	0,47	8,92	0,44	56,53	3,7
Transporte [†]	76,07	6,18	159,73	4,28	419	10,50
Fumo e álcool [†]	15,38	1,66	26,12	1,22	41,64	2,79
Habitação [†]	107,49	8,7	249,9	7,88	1.192,36	68,31
Doações [†]	6,47	2,23	19,09	1,67	69,87	4,88
Saúde [†]	52,19	3,55	94,15	2,89	340,07	17,19
Total filhos	1,86	0,06	1,76	0,028	1,54	0,02
Renda hom. maior 50%	0,72	0,02	0,75	0,008	0,73	0,01
Renda mul. maior 50%	0,25	0,02	0,23	0,008	0,25	0,01
Pensão alimentícia	0,01	0,004	0,01	0,001	0,01	0,008
<i>Dummy</i> urbano	0,67	0,02	0,86	0,01	0,94	0,01
Número Observações	957		5.451		5.107	
Total Observações	11.515					

[†] Deflacionado com base no INPC (Base=01/2014)

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se também que no primeiro e no segundo estrato de renda total média considerado, o grupo de maior despesa é a alimentação (dentro e fora de casa), enquanto no último estrato analisado o grupo de maior despesa é o de habitação, comprovando que as famílias de menor renda comprometem mais da sua renda em alimentação do que as famílias com maior renda. Essa comparação de classes de rendimento familiar revela as desigualdades

de consumo. Para todos os outros grupos de consumo a tendência que se percebe é a mesma, quanto maior a renda, maiores os gastos.

O número total médio de filhos para as famílias com renda total até mil reais é de 1,86 filhos, sendo que este número se reduz conforme o aumento da renda total. Isso revela que a fecundidade de mulheres em famílias de maior renda é menor. Nota-se também que para todos os extratos de renda observados, em torno de 75% das famílias tem o homem (esposo) como o responsável por contribuir com mais de 50% da renda total familiar. Assim, aproximadamente 25% das famílias têm a mulher (esposa) como maior contribuinte da renda total familiar. Isso está em conformidade com o que foi observado para as rendas médias de homens e mulheres, sendo que os homens em todos os casos apresentaram rendas médias mais elevadas do que as mulheres, sendo possível que eles contribuam mais para o orçamento familiar do que as mulheres.

Por sua vez, a variável *dummy* utilizada para identificar as famílias cujos cônjuges pagam pensão alimentícia para indivíduos fora da unidade de consumo não apresentou valores expressivos. Para todos os extratos de renda, aproximadamente 1% das famílias se encontra nessa situação.

A variável *dummy* urbano exhibe a porcentagem de famílias da amostra que vivem em zonas urbanas. Destaca-se que conforme o aumento da renda total média familiar maior também é a porcentagem de famílias que moram em cidades, sendo que no último estrato de renda considerado, 94% das famílias vivem em zonas urbanas.

3.5 Resultados

Na tabela 3.3 são apresentadas as estimações de Mínimos Quadrados Ordinários da curva de Engel para os 12 grupos de consumo. Vale ressaltar que para esta primeira estimação foram considerados apenas os valores positivos de consumo, sendo que o número de observações para cada estimação é diferente. A estimação de OLS é retratada aqui apenas com a finalidade de comparação com o modelo Tobit.

Ao considerar apenas as observações que possuem gastos positivos, uma parcela razoável da amostra acaba sendo perdida. Portanto, foi observado que uma análise mais apurada deve levar em conta também aquelas famílias que possuem gasto zero para determinados tipos de bens. Assume-se que ao incorporar estas observações com gasto zero é

possível também captar as famílias que optaram em não comprar o bem ou já o tinham em estoque no domicílio. Infelizmente, esta última informação não é levantada pela POF¹⁵.

Dessa forma, na tabela 3.4 são reportados os valores dos efeitos marginais do modelo Tobit, no qual a amostra é composta por valores zero e positivos (amostra censurada).

Ao compararmos os resultados da tabela 3.3 e 3.4, percebe-se que as estimações do modelo OLS, o qual considera apenas gastos positivos em sua amostra, possui valores diferentes dos encontrados pelo modelo Tobit, que considera a amostra censurada, composta por valores positivos e zeros das variáveis dependentes de cada estimação. A análise dos resultados, bem como os testes para verificação da hipótese da agregação de rendas, se embasará nos efeitos marginais do modelo Tobit, pois se acredita que este último modelo está em maior conformidade com a realidade, uma vez que considera as decisões das famílias de não gastar com o bem (gastos zero). Ressalta-se mais uma vez, que o registro de gasto zero, significa que a família não realizou gasto com determinado bem durante a realização da pesquisa, podendo significar tanto a preferência por não comprar o bem ou que já o possuíam em estoque dentro do domicílio. Qualquer que seja a razão, o que se pretende captar é a decisão (ato) de ir às compras dos bens.

¹⁵ A POF somente realiza inventário de bens duráveis do domicílio.

Tabela 3.3 - Resultados modelo OLS

Variáveis	(continua)			
	Alimentação Dentro	Alimentação Fora	Roupa Homem	Roupa Mulher
Renda mul.	0,0436*** (0,0068)	0,0391*** (0,0086)	0,0050*** (0,0017)	0,0102*** (0,0027)
Renda hom.	0,0168*** (0,0046)	0,0320*** (0,0052)	0,0079*** (0,0019)	0,0104*** (0,0019)
Total filhos	38,4037*** (4,4924)	-1,4546 (4,4167)	0,3070 (1,3000)	-0,0028 (2,4362)
Idade hom.	4,7943*** (1,0370)	2,8986*** (1,0146)	0,1184 (0,1994)	1,0925*** (0,2923)
Idade mul.	0,6632 (1,1093)	-2,0332* (1,0377)	0,4515** (0,2302)	0,1206 (0,2876)
Estudo hom.	2,5408*** (0,6356)	0,9350 (0,6192)	0,1849 (0,1459)	0,4244* (0,2228)
Estudo mul.	1,3333 (0,9099)	0,6768 (0,4619)	0,0388 (0,1311)	0,2718* (0,1530)
<i>Dum.</i> urban	-26,2975* (14,0847)	38,9722*** (8,2901)	8,2650*** (2,2614)	10,7223*** (2,8825)
Região ne	-11,5554 (13,2510)	10,8656 (9,2360)	-3,9480 (2,7855)	0,9745 (3,3828)
Região se	-13,7401 (15,1576)	85,1639*** (11,7982)	-3,6481 (3,3801)	-5,2791 (4,2399)
Região su	36,6036** (15,9105)	26,2093** (10,4187)	9,7325* (5,2184)	6,7756 (5,1338)
Região co	-55,7912** (22,6657)	1,3635 (16,7769)	-8,6508* (4,5186)	-10,3692* (5,6190)
Maior hom.	24,0137 (48,0080)	-46,6484 (37,5676)	0,8277 (10,3416)	2,9764 (7,2696)
Maior mul.	22,2517 (49,1753)	-45,4358 (37,7331)	-0,2524 (10,3850)	2,7180 (7,4496)
Pens. alim.	-70,6766** (29,7087)	-22,1801 (25,9234)	1,1249 (13,4794)	0,9237 (9,0278)
_cons	29,8165 (57,6953)	33,4554 (49,4224)	7,5466 (13,2648)	-26,1311 (16,0131)
<i>N</i>	10.838	8.396	7.834	8.145
<i>R</i> ²	0,0979	0,2207	0,1321	0,1656
<i>F</i>	22,0706	16,8048	8,7682	13,5957

Tabela 3.3 - Resultados modelo OLS

Variáveis	(continuação)			
	Gastos Criança	Gastos Escolares	Cultura e Recreação	Transporte
Renda mul.	0,0086*** (0,0030)	0,0424*** (0,0096)	0,0088*** (0,0029)	0,0230*** (0,0068)
Renda hom.	0,0043*** (0,0013)	0,0463*** (0,0178)	0,0117*** (0,0038)	0,0388*** (0,0074)
Total filhos	3,6861*** (1,0445)	9,3234 (7,2736)	2,6126 (1,9455)	3,4130 (3,5540)
Idade hom.	-0,1563 (0,2422)	0,2732 (2,5409)	0,1742 (0,5576)	3,8841*** (0,9753)
Idade mul.	-0,7171** (0,2881)	3,8922** (1,8846)	1,0306** (0,4816)	0,1235 (0,9791)
Estudo hom.	0,3371*** (0,1232)	0,8307 (0,9316)	0,1594 (0,1365)	0,8817** (0,3895)
Estudo mul.	-0,0252 (0,0984)	1,1364 (0,7313)	-0,0261 (0,1257)	1,2223** (0,5226)
<i>Dum.</i> urban	7,3980*** (2,5920)	48,3134*** (14,7349)	10,7696*** (4,1439)	38,2456*** (9,7336)
Região ne	-6,9297** (2,7682)	48,7720** (20,1573)	7,3692 (5,5037)	-35,7116*** (13,6954)
Região se	5,1882 (3,3869)	109,2130*** (30,0731)	21,8137*** (6,7190)	19,2736 (14,3800)
Região su	7,0483** (3,4422)	19,3665 (20,2751)	15,5136*** (5,6006)	22,6449 (15,3411)
Região co	-10,9040*** (4,2274)	41,8134 (31,6190)	8,2970 (11,8132)	-6,2543 (18,0078)
Maior hom.	-0,0651 (6,0987)	-104,0682** (46,4218)	7,0148 (15,4853)	-15,8722 (37,3787)
Maior mul.	2,2289 (6,1703)	-99,8729** (46,9348)	3,2763 (15,6008)	-9,1573 (38,2306)
Pens. alim.	0,8518 (9,8622)	-21,0539 (25,9951)	-2,7041 (6,8410)	68,4679 (49,0079)
_cons	50,2034*** (10,0461)	-163,2909** (68,6457)	-62,6529*** (21,8451)	-35,2410 (51,6262)
<i>N</i>	7.424	4.290	4.184	8.415
<i>R</i> ²	0,1085	0,2906	0,2230	0,1938
<i>F</i>	12,8532	11,1467	8,9379	19,5068

Tabela 3.3 - Resultados modelo OLS

Variáveis	(conclusão)			
	Fumo e Álcool	Habitação	Doações	Saúde
Renda mul.	0,0161** (0,0067)	0,1946*** (0,0513)	0,0123*** (0,0045)	0,0415*** (0,0092)
Renda hom.	0,0016 (0,0020)	0,1774*** (0,0303)	0,0127*** (0,0036)	0,0392*** (0,0068)
Total filhos	-3,7469** (1,8407)	-38,0518 (30,0814)	-1,1025 (2,2022)	8,3749 (9,7062)
Idade hom.	0,9158** (0,4032)	-1,0542 (6,2357)	0,2810 (0,5198)	2,2190 (2,2890)
Idade mul.	-0,5913 (0,3671)	-13,2370* (7,0233)	0,2628 (0,6877)	6,7068 (4,3721)
Estudo hom.	-0,2678 (0,1831)	2,4047 (2,0910)	0,2801 (0,2017)	1,5102* (0,7915)
Estudo mul.	0,0269 (0,1700)	0,0909 (1,5074)	0,0542 (0,1943)	2,1834** (0,8724)
<i>Dum.</i> urban	18,7965*** (5,0133)	65,8396 (58,6351)	1,2052 (7,8095)	50,5714*** (13,4170)
Região ne	19,1078*** (5,1730)	-111,3381 (77,7956)	-17,0851 (11,2615)	-7,1362 (21,3435)
Região se	22,8702*** (6,3424)	80,0638 (94,3930)	-37,9974*** (11,1349)	56,6569 (35,0420)
Região su	13,6267** (5,4837)	194,4334 (124,2221)	-46,7107*** (11,4733)	26,4076 (24,8855)
Região co	8,0491 (7,5895)	165,7360 (181,2364)	-35,9289*** (13,4302)	-34,7428 (30,0891)
Maior hom.	22,5292* (13,4484)	-10,8964 (207,1268)	-10,8961 (21,8600)	17,3264 (36,8805)
Maior mul.	10,1294 (13,7607)	39,2972 (209,0761)	-3,2379 (23,0103)	68,6842 (58,6600)
Pens. alim.	43,2553 (30,4717)	-292,6071*** (107,3255)	-34,3322*** (7,9804)	-83,8375** (36,6513)
_cons	2,3782 (19,6492)	683,4940*** (247,0924)	37,6450 (29,6500)	-403,3670*** (139,9504)
<i>N</i>	3.422	6.897	4.221	4.221
<i>R</i> ²	0,0897	0,1181	0,1595	0,1340
<i>F</i>	5,3224	9,1256	7,3648	13,5598

Desvio-padrão entre parênteses, * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 3.4 - Efeito Marginal Tobit

(continua)

Variáveis	Alimentação Dentro	Alimentação Fora	Roupa Homem	Roupa Mulher
Renda mul.	0,036*** (0,0082)	0,0409*** (0,0081)	0,0071*** (0,0016)	0,0126*** (0,0025)
Renda hom.	0,0161*** (0,0046)	0,0360*** (0,0053)	0,0085*** (0,0018)	0,0097*** (0,0019)
Total filhos	43,0957*** (4,6650)	7,5382* (4,1787)	1,9448 (1,2141)	-1,3448 (2,1793)
Idade hom.	4,6468*** (1,0700)	2,5581*** (0,9554)	0,3154 (0,2258)	1,1118*** (0,3198)
Idade mul.	0,9871 (1,1490)	-2,3393** (0,9867)	0,7583*** (0,2452)	0,3123 (0,3089)
Estudo hom.	2,6861*** (0,6487)	0,8213 (0,6489)	0,2041 (0,1534)	0,5629*** (0,2157)
Estudo mul.	1,5220* (0,8941)	1,5507*** (0,4544)	0,2411* (0,1282)	0,5869*** (0,1565)
<i>Dum.</i> urban	-21,4896 (14,2157)	59,9033*** (8,9792)	9,8736*** (2,7113)	11,2086*** (3,3175)
Região ne	17,5595 (13,5114)	32,5964*** (10,4344)	2,3390 (3,0290)	3,9860 (3,7381)
Região se	-2,3875 (15,4475)	128,7976*** (13,4348)	-5,0663 (3,5041)	-6,2359 (4,3835)
Região su	51,9490*** (16,5228)	34,7666*** (11,8726)	11,3934** (4,9088)	8,7898* (5,1299)
Região co	-67,6804*** (22,7864)	6,3195 (16,8419)	-18,5322*** (4,9183)	-13,9492** (5,9964)
Maior hom.	45,4224 (48,0551)	-22,9315 (34,6759)	-0,8080 (9,8267)	16,3766 (11,1459)
Maior mul.	44,3218 (49,0872)	-29,4539 (35,1441)	-4,8919 (9,9518)	16,1536 (11,3405)
Pens. alim.	-50,6575* (28,9334)	-30,3160 (31,9345)	-11,8885 (14,2339)	14,1584 (10,3073)
_cons	399,1785*** (8,4810)	303,9045*** (16,3844)	87,8872*** (4,7538)	110,0613*** (12,5748)
<i>N</i>	11.515	11.515	11.515	11.515
<i>F</i>	18,1933	19,4091	11,0029	13,6781

Tabela 3.4 - Efeito Marginal Tobit

Variáveis	(continuação)			
	Gastos Criança	Gastos Escolares	Cultura e Recreação	Transporte
Renda mul.	0,0082*** (0,0027)	0,0624*** (0,0091)	0,0132*** (0,0027)	0,0303*** (0,0068)
Renda hom.	0,0052*** (0,0011)	0,0519*** (0,0159)	0,0129*** (0,0033)	0,0406*** (0,0074)
Total filhos	12,0170*** (1,1364)	51,9228*** (9,5810)	7,3069*** (1,8744)	1,9198 (3,6822)
Idade hom.	-0,4197* (0,2527)	3,8101** (1,5414)	0,4569 (0,4236)	4,2851*** (0,9757)
Idade mul.	-1,9484*** (0,2784)	1,2727 (1,5478)	1,0224** (0,4347)	-0,0204 (0,9657)
Estudo hom.	0,2404 (0,1476)	3,8333*** (0,8259)	0,9789*** (0,1720)	2,0597*** (0,4297)
Estudo mul.	0,1791* (0,1017)	4,5329*** (0,9093)	0,7153*** (0,1860)	1,6846*** (0,5565)
<i>Dum.</i> urban	7,6544*** (2,8282)	167,4896*** (23,8945)	42,7958*** (5,3355)	53,5390*** (10,4440)
Região ne	4,2631 (3,0344)	131,8890*** (25,0488)	34,0171*** (6,1646)	-21,4027 (13,6002)
Região se	10,6676*** (3,6246)	130,1714*** (28,5134)	37,9869*** (6,9815)	75,2221*** (15,0677)
Região su	18,8079*** (3,6608)	85,4526*** (22,2680)	45,4363*** (6,3505)	36,4316** (15,7090)
Região co	-15,9416*** (4,6129)	74,5674*** (28,6648)	20,3229** (9,3614)	21,3087 (18,4637)
Maior hom.	11,2475 (7,9212)	-63,4501 (50,4100)	-0,9608 (12,2146)	22,3930 (33,2602)
Maior mul.	15,0080* (8,0560)	-61,7910 (52,1617)	-8,2445 (12,4426)	29,6128 (34,4401)
Pens. alim.	1,6093 (10,8891)	37,1501 (57,0767)	13,2112 (15,6226)	14,0065 (51,3346)
_cons	84,3777*** (4,5052)	426,7385*** (58,1196)	118,1654*** (9,9729)	330,8531*** (26,3091)
<i>N</i>	11.515	11.515	11.515	11.515
<i>F</i>	21,4928	9,9360	11,2477	21,6210

Tabela 3.4 - Efeito Marginal Tobit

Variáveis	(conclusão)			
	Fumo e Álcool	Habitação	Doações	Saúde
Renda mul.	0,0055 (0,0049)	0,2002*** (0,0533)	0,0170*** (0,0037)	0,0470*** (0,0080)
Renda hom.	-0,0012 (0,0017)	0,2221*** (0,0314)	0,0097*** (0,0029)	0,0334*** (0,0057)
Total filhos	3,6931 (2,2715)	-73,1649** (29,7846)	-1,8099 (2,1111)	0,3582 (4,3114)
Idade hom.	0,1279 (0,5127)	-8,0550 (5,8511)	1,0596** (0,4913)	2,6365*** (0,8737)
Idade mul.	1,7068*** (0,4981)	-7,7947 (6,3059)	0,9936* (0,5637)	3,6750** (1,7410)
Estudo hom.	-0,4978 (0,3473)	6,0109** (2,6378)	0,9362*** (0,2343)	1,4102** (0,5559)
Estudo mul.	-0,1719 (0,3392)	6,2073*** (2,2225)	0,4163* (0,2383)	2,2534*** (0,5689)
Dum. urban	4,4193 (6,0329)	821,5867*** (108,5124)	-1,8853 (6,4534)	24,5293*** (7,3078)
Região ne	25,3349*** (6,5720)	1,1143 (76,7603)	19,0528** (8,2417)	30,1804*** (11,0827)
Região se	28,2249*** (7,7070)	387,8179*** (98,3633)	6,0181 (8,4031)	53,6120*** (16,8612)
Região su	30,7483*** (7,3436)	625,8516*** (136,9985)	-0,6166 (8,6233)	43,7299*** (14,2916)
Região co	-2,5714 (10,2721)	369,8284** (159,0856)	-16,7094 (10,8790)	14,1150 (16,8119)
Maior hom.	38,3381** (17,1239)	258,1784 (193,9803)	20,8832 (19,2838)	46,5677** (20,6483)
Maior mul.	27,0387 (17,2932)	218,0615 (191,6202)	15,2892 (20,1328)	51,4431* (28,6555)
Pens. alim.	14,9711 (26,1705)	-123,0393 (156,6422)	-26,7613 (17,5020)	-44,2592* (24,3573)
_cons	150,2328*** (9,3957)	2165,4730*** (243,9249)	151,5029*** (8,1123)	394,4392*** (95,4342)
N	11.514	11.514	11.514	11.514
F	4,3737	9,5253	8,0255	16,4024

Desvio-padrão entre parênteses. * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados na tabela 3.4 mostram que os efeitos marginais das rendas femininas (esposa) e masculina (marido) são diferentes para os 12 grupos de consumo considerados. As mulheres gastariam mais em alimentação dentro e fora de casa, roupa de mulher, gastos com criança, gastos escolares, cultura e recreação, doações e saúde, em relação aos homens. Já os homens gastariam mais em roupa de homem, transporte, quando comparado às mulheres.

Assim, tomando como base as estimativas dos efeitos marginais do modelo Tobit, tem-se que a cada aumento de \$1,00 na renda feminina teríamos aproximadamente o aumento de \$0,036 centavos em alimentação dentro de casa e a cada aumento de \$1,00 na renda masculina teríamos o aumento de \$0,0161 centavos em alimentação dentro de casa. Encontramos também a informação de que a cada aumento de \$1,00 na renda feminina teríamos o aumento de \$0,0624 centavos em gastos escolares, enquanto a cada aumento de \$1,00 na renda masculina haveria um aumento de \$0,0519 centavos em gastos escolares. Em contrapartida, um aumento de \$1,00 na renda masculina aumentaria em \$0,0406 centavos em gastos com transporte, diferente do aumento de \$1,00 na renda feminina que aumentaria em \$0,0303 centavos os gastos com transporte; e um aumento de \$1,00 na renda masculina aumentaria em \$0,2221 centavos em gastos com habitação, enquanto o mesmo aumento de \$1,00 da renda feminina causaria um aumento de \$0,2002 centavos em habitação.

Ressalta-se que para oito dos doze grupos de consumo analisados, o impacto da renda feminina é maior do que o impacto da renda masculina. Isso pode ser explicado pelo fato de que os homens, por receberem rendas maiores em média do que as mulheres, gastam mais com “aumento do ativo”, como compra de veículos e imóveis. O rendimento maior auferido pelos homens permite a aquisição de patrimônio, além de que, há uma preferência maior por este tipo de gasto, uma vez que o aumento do patrimônio familiar eleva também o *status* social dos membros familiares.

Esse resultado vai ao encontro do que Pinheiro e Fontoura (2007) perceberam em sua análise. As autoras encontraram que a despesa com aumento do ativo constitui para as famílias que são chefiadas por homens um dos cinco maiores componentes dos gastos totais mensais, sejam eles pertencentes a qualquer estrato da renda. Já para as famílias que tinham como chefe mulheres, apenas a partir do oitavo décimo de renda é que o aumento do ativo entrou para os cinco principais gastos da família. As autoras perceberam que as famílias chefiadas por mulheres têm a maior parte da sua renda comprometida com habitação e alimentação.

Com base nas estimações dos efeitos marginais do modelo Tobit foi realizado o teste de razão de verossimilhança. Os valores dos testes de razão de verossimilhança atestam sob H_0

que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas, ou seja, o modelo de decisão unitário, que rege as decisões de consumo familiar, bem como sua significância são apresentados na tabela 3.5. Ressalta-se que a hipótese alternativa é que as rendas de homens e mulheres não devem ser agregadas e, assim, o modelo de comportamento que a família segue é o apontado pelo modelo coletivo.

Tabela 3.5 - Teste Razão de Verossimilhança para as restrições $b_w = b_h$

Alimentação dentro	22,07*
Alimentação fora	0,46
Roupa homem	9,24*
Roupa mulher	12,10*
Gastos criança	2,12
Gastos escolares	3,45*
Cultura e recreação	0,01
Transporte	7,98*
Fumo e álcool	2,32
Habitação	0,54
Doações	0,00
Saúde	6,81*

* significativo a 5%.

Fonte: Elaboração própria.

Os valores encontrados para o teste de razão de verossimilhança indicam que a hipótese nula deve ser rejeitada para seis dos doze grupos de consumo. A rejeição da hipótese de que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas, recomenda que o modelo de decisão de consumo que a família segue é o modelo coletivo, no qual as preferências individuais são levadas em conta, ou seja, o indivíduo maximiza sua própria função utilidade. A rejeição da hipótese nula foi verificada para os seguintes grupos de consumo: alimentação dentro de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos escolares, transporte e saúde.

Para esses grupos de consumo em que a hipótese nula é rejeitada, ou seja, que as rendas masculinas e femininas não devem ser agrupadas como o modelo unitário prediz, pode-se dizer que homens e mulheres distribuem os seus gastos pelo orçamento segundo os papéis de gênero que foram tradicionalmente imputados pela sociedade. Os maiores impactos da renda feminina em despesas costumam ser com alimentação dentro de casa, mesmo que os impactos da renda masculina estejam intimamente atrelados ao papel de cuidado da alimentação do lar,

que é reservado a elas desde antigamente. Somado a isso, são as mulheres que gastam mais com educação, quando comparados aos gastos masculinos com educação, simbolizando que são elas que investem mais em conhecimento e conseqüentemente em capital humano. O impacto da renda feminina nos gastos com saúde também são maiores do que os impactos da renda masculina, indicando que são elas que prezam mais pelo zelo e bem-estar da família. Elas também gastam mais com roupa de mulher, o que é bastante intuitivo, pois são elas as consumidoras diretas deste tipo de bem.

Ainda para esses grupos de consumo em que a hipótese nula foi rejeitada, tem-se que os homens gastam mais com roupa de homem e transporte, tanto com a aquisição de veículos como a sua manutenção e aquisição de acessórios. Vale ressaltar que, de certa forma, o gênero da pessoa determina diferenças no peso que é dado a cada uma das despesas. Ainda que essas diferenças sejam sutis, revelam uma forma distinta pelas quais homens e mulheres definem os itens de consumo preferidos. Sendo assim, a explicação para os impactos da renda masculina e feminina ser diferenciados nos diversos grupos de consumo, pode estar embasada na divisão de papéis comumente existentes na sociedade.

Entretanto, o teste de razão de verossimilhança indica que a hipótese nula não deve ser rejeitada para alguns grupos de consumo, ou seja, homens e mulheres agrupam sua renda quando pretendem comprar certos bens como: alimentação fora de casa, gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações. Assim, quando se trata da decisão de consumo desses bens, o comportamento da família é aquele indicado pelo modelo unitário, no qual a renda vinda do esposo ou esposa tem o mesmo impacto nos gastos dos produtos.

É interessante perceber que para os gastos com crianças as rendas masculinas e femininas são agrupadas, como apontado pelos resultados do teste de razão de verossimilhança. Isso pode ser um indicativo de que o homem está dando maior importância e compartilhando mais o gasto dirigido aos filhos com a mulher, o que antes era exclusivamente gasto feminino, pois ao se decidir em comprar determinado item para a criança, este custo era debitado diretamente do salário da mulher, como apontado por Phipps e Burton (1998). Uma possível justificativa para esse resultado é a forma como a amostra foi considerada, na qual estão presentes apenas famílias que possuem casais, ou seja, a pessoa de referência e o seu cônjuge. Isso significa que essas famílias podem ser consideradas mais “estruturadas” no sentido de haver o pai e a mãe presente, indicando que há um maior planejamento familiar quanto aos gastos com os filhos.

Nota-se também que os casais decidem reunir seus recursos para alguns itens mais caros como habitação, cultura e recreação, especialmente se estes envolverem um empréstimo que

será baseado em ambos os rendimentos, o qual possuirá um calendário fixo de pagamentos com datas pré-determinadas. Estes resultados estão em conformidade com os resultados de Phipps e Burton (1998), que comprovaram a existência de assimetria semelhante no orçamento de famílias canadenses, e Thomas e Chen (1994), para as famílias de Taiwan. Os autores concluíram que as despesas com bens familiares refletem as esferas de responsabilidade de cada gênero e que o modelo unitário é válido para alguns grupos de produtos e que o modelo coletivo é válido para outros (PHIPPS; BURTON, 1998).

Vale refletir que as mulheres que não trabalham detêm a responsabilidade por cuidar dos afazeres domésticos, enquanto que para as mulheres que trabalham suas rendas impactam mais em grupos de produtos que são voltados para a família como um todo, como por exemplo, gastos com alimentação. Dessa forma, qualquer que seja a escolha da mulher entre trabalhar ou não, as mulheres se encarregam dos cuidados e dos itens domésticos, enquanto os homens seriam os responsáveis pelas despesas com transporte e aquisição de ativos.

Portanto, os modelos coletivos explicam melhor as tomadas de decisões das famílias do que o modelo unitário para determinados grupos de consumo, que têm como base as preferências distintas dos membros familiares, mas ao considerar outros grupos específicos de bens, o casal agrega sua renda para tomar as decisões de gastos, seguindo assim o modelo unitário. Ressalta-se que, nos grupos de consumo em que as rendas devem ser consideradas separadas, as preferências distintas podem não ser condições naturais dos indivíduos, mas sim edificadas a partir do processo de socialização, em que há funções definidas para cada um dos sexos na sociedade.

3.6 Considerações Finais

Existem poucos estudos na literatura econômica brasileira que abordam o tema de orçamentos e despesas familiares sob a divisão de gênero. Com isso, ainda se sabe poucas coisas a respeito do perfil de consumo e também sobre os padrões de composição de renda de mulheres e homens. Este artigo teve como objetivo estudar o uso familiar da renda masculina e feminina utilizando os microdados da POF 2008-2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e teve como hipótese a ideia de que homens e mulheres gastam a sua renda de forma diferente, devido aos diversos papéis que desempenham dentro do domicílio, muitas vezes guiados por seus gostos e preferências individuais, que não necessariamente refletem as decisões do consumo coletivo da família como um todo.

Para o estudo, a amostra considerada incluiu famílias formadas por casais, ou seja, a pessoa de referência e seu cônjuge, ambos entre 25 e 55 anos, com renda de trabalho, podendo

ter filhos, parentes ou não. Uma curva de Engel de forma linear foi estimada para 12 categorias de produtos de consumo e foi testado se as agregações da renda feminina e masculina são estatisticamente significativas em cada categoria. Foi utilizado o modelo de Tobit, devido à censura característica da amostra e a hipótese de agregação das rendas foi avaliada com o teste da razão de verossimilhança.

Os resultados encontrados indicam que se deve rejeitar o modelo unitário para seis dos doze grupos de consumo. A rejeição da hipótese de que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas indica que o modelo de decisão de consumo que a família segue é o modelo coletivo, no qual as preferências individuais são levadas em conta e, assim, o indivíduo maximiza sua própria função utilidade. Para os grupos de consumo em que deve ser considerado o modelo coletivo, vê-se que aumentos da renda feminina impactariam mais os gastos com alimentação dentro de casa, vestuário feminino, saúde e gastos escolares do que aumentos da renda masculina. Em contrapartida, aumentos na renda masculina elevariam mais gastos com transporte e vestuário masculino do que aumentos na renda feminina.

Ressalta-se também que o teste de razão de verossimilhança indicou que o modelo unitário de comportamento familiar deve ser aceito para os seguintes bens: alimentação fora de casa, gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações. Dessa forma, quando se trata da decisão de consumo desses bens, o comportamento da família é o indicado pelo modelo unitário, no qual a renda vinda do esposo ou esposa tem o mesmo impacto nos gastos dos produtos. Destarte, pode-se afirmar que os casais decidem reunir seus recursos para alguns itens mais caros como habitação, cultura e recreação, de modo especial se estes envolverem um empréstimo que será baseado nos rendimentos do marido e esposa, o qual possuirá um calendário fixo de pagamentos com datas pré-determinadas.

Assim, a questão do gênero tem, a princípio, importância mais significativa para explicar a diferença de responsabilidade para a realização dos gastos nesse caso. Entretanto, deve ser ressaltada a verificação de que, quanto aos gastos com crianças, o casal costuma agrupar a sua renda para tomar decisões de consumo, indicando que o homem está tendo maior responsabilidade pelos filhos, quando antes essa responsabilidade era exclusiva das mulheres. Portanto, ao assumirem o papel de consumidoras, as mulheres dentro da unidade familiar estão reproduzindo papéis de gênero e o mesmo acontece com os homens, deixando evidências para crer que a divisão de tarefas e responsabilidades ainda permanece dentro da unidade familiar. Porém, uma vez que os gastos com crianças envolvem o agrupamento das rendas masculinas e femininas, as responsabilidades, aparentemente, estão começando a ser compartilhadas entre esposa e marido de forma mais igualitária. Isso pode ser, intuitivamente,

consequência da crescente inserção das mulheres no mercado de trabalho, ou seja, uma vez que as mulheres estão comprometendo mais do seu tempo para o trabalho fora de casa, algumas atividades ligadas às crianças estão sendo repassadas aos homens, inclusive os gastos vinculados a elas.

Os resultados encontrados aqui são importantes para o desenho de políticas sociais cujos objetivos sejam o consumo familiar. Identificou-se que se as esposas são as responsáveis por investir mais em desenvolvimento social e capital humano, uma vez que o efeito marginal da renda feminina sobre os gastos escolares é maior do que o efeito marginal da renda masculina sobre esse item, elas devem ser consideradas como prioritárias no beneficiamento de algumas políticas governamentais que possuam o objetivo de impactar a escolaridade ou permanência na escola das crianças e adolescentes por exemplo. Apesar de tudo que foi abordado sobre o perfil de consumo familiar segundo as rendas masculinas e femininas neste estudo, os dados da POF não permitem que seja possível observar quem consome determinado bem ou serviço (aquele que é beneficiado diretamente pelo gasto), mas sim quem é o responsável pela compra em si, ou seja, aquele que paga pelo produto.

Referências

PESQUISA DE ORÇAMENTOS FAMILIARES - POF. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 29 jul. 2015.

AMEMIYA, T. Tobit models: A survey. **Journal of Econometrics**. Princeton, v. 24, n. 1, p. 3-61, 1984.

BECKER, G. S. A theory of marriage. In: SCHULTZ, T. W. (Ed). **Economics of the family: Marriage, children, and human capital**. Chicago: University of Chicago Press, 1974. p. 299-351.

CAMERON, A.; TRIVEDI, P. **Microeconometrics: Methods and Applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1056 p.

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. **Microeconometrics using Stata**. Texas: Stata Press, Texas, 2009. 706 p.

CHIAPPORI, P. Collective labor supply and welfare. **Journal of political Economy**, Chicago, v. 100, n. 3, p. 437-467, 1992.

DOSS, C. R. Women's bargaining power in household economic decisions: Evidence from Ghana. **University of Minnesota Staff Paper**, Minneapolis, n. 13517, p. 1-39, 1996.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003. 959 p.

HODDINOTT, J.; HADDAD, L. Does female income share influence household expenditures? Evidence from Côte D'Ivoire. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 57, n. 1, p. 77-96, 1995.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: Despesas, Rendimentos e Condições de Vida**. Rio de Janeiro, 2010. 222 p.

LE CACHEUX, J. Sharing and choosing within the household: a survey. **EUROMOD Working Paper Series**, Colchester, n. 11, p.1-16, 2005.

LUNDBERG, S.; R. POLLAK. Separate spheres bargaining and the marriage market. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 101, n. 6, p. 988-1010, 1993.

MANSER, M.; M. BROWN. Marriage and household decision making: A bargaining analysis. **International Economic Review**, Filadélfia, v. 21, n. 1, p. 31-44, 1980.

MCELROY, M. B.; M. J. HORNEY. Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. **International Economic Review**, Filadélfia, v. 22, n. 2, p. 333-349, 1981.

PHIPPS, S. A.; BURTON, P. S. What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditures. **Economica**, London, v. 65, n.260 p. 599-613, 1998.

PINHEIRO, L. S.; FONTOURA, S. O. Perfil das despesas e dos rendimentos das famílias brasileiras sob a perspectiva de gênero. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. S.; ALMEIDA, T.; PIOLA, S. F. (Org.). **Gastos e consumos das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2007. v. 2, p. 201-247.

POLLAK, R. A. Bargaining power in marriage: Earnings, wage rates and household production. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 11239, p.1-29, 2005.

QUISUMBING, A. R.; MALUCCIO, J. A. Intrahousehold allocation and gender relations: new empirical evidence. **The World Bank**, Washington, n. 84, p. 1-80, 1999.

RANGEL, M. A. Marriage, Cohabitation, and Intrahousehold Bargaining: Evidence from Brazilian Couples. **Department of Economics, UCLA**, Los Angeles, n.1, p. 1-37, 2003.

SOARES, Y. S. D. Viés de gênero no consumo, na poupança e na oferta de mão-de-obra no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 32, n. 2, p. 199-232, 2002.

THOMAS, D. Intra-household resource allocation: an inferential approach. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 25, n. 4, p. 635-664, 1990.

THOMAS, D.; CHEN, C. Income shares and shares of income: empirical tests of models of household resource allocations. **Labor and Population Working Paper**, Santa Monica, n. 94 p. 1-35, 1994.

TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, Nova York , v.26, n.1, p. 24-36, 1958.

WOOLDRIDGE, J.M. **Econometric analysis of Cross Section and Panel Data**. 2^a. ed. Massachusetts: The MIT Press, 2007. 1096 p.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Estudos que abordam o consumo das famílias são de grande importância uma vez que os consumidores têm preferência por bens variados e, assim, alteram a demanda dos indivíduos, não sendo possível caracterizá-los por um padrão único. Assim, não apenas a renda que os indivíduos adquirem é relevante, mas também como eles a gastam nas diversas cestas de consumo. Logo, esse trabalho teve como objetivo estudar o gasto dos indivíduos e famílias através de dois ensaios científicos que podem ser lidos em conjunto ou individualmente, sem perda de conteúdo de um para o outro.

O primeiro capítulo apresentou uma breve introdução ao estudo, bem como o resumo dos principais objetivos e metodologias empregados nos dois ensaios seguintes. O segundo capítulo trouxe o primeiro ensaio, o qual abordou a situação de consumidores que vivem em regiões metropolitanas e que enfrentam custos mais elevados. O objetivo deste consistiu em analisar a relação entre o custo de vida e salários de onze regiões metropolitanas brasileiras e a hipótese de compensação plena, 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 obter estimativas consistentes e eficientes.

Os resultados encontrados indicam que a hipótese de compensação plena não é satisfeita para os custos de transporte, mas é estatisticamente significativa para os custos de habitação e saúde. Já para as variáveis de custo educação e alimentação não foi possível constituir relações conclusivas, pois suas estimativas não foram significativas. Portanto, entende-se que os trabalhadores não são compensados inteiramente em seus salários por aumentos no custo de transporte, mas podem ser compensados por aumentos nos custos de habitação e saúde, uma vez que a hipótese de compensação plena é estatisticamente satisfeita para estes custos, fazendo com que o nível de utilidade e bem-estar dos indivíduos varie, pois os pesos dados aos diversos grupos de consumo no orçamento diferem entre as famílias.

No terceiro capítulo está o segundo ensaio, o qual trata sobre o comportamento e perfil de gastos das famílias. Este ensaio teve por objetivo analisar os impactos das rendas femininas e masculinas no padrão de consumo familiar e avaliar qual o comportamento de decisão de consumo que as famílias seguem frente aos diferentes grupos de consumo. Foram utilizadas como amostra apenas famílias que possuíam a pessoa de referência e seu cônjuge, ambos

trabalhando e com salários, de idade entre 25 e 55 anos. Foram estimadas curvas de Engel de forma linear para doze grupos de consumo, e método empregado foi o Tobit devido à característica censurada da amostra, que era composta de valores positivos e zero (censura à esquerda). O teste de razão de verossimilhança foi utilizado com base nos resultados dos efeitos marginais do modelo Tobit e com o intuito de verificar qual o modelo de comportamento que as famílias seguiam.

Os resultados indicaram que o modelo unitário deve ser rejeitado para seis dos doze grupos de consumo. A rejeição da hipótese de que as rendas masculinas e femininas podem ser agrupadas mostra que o modelo de decisão de consumo que a família segue é o modelo coletivo, no qual as preferências individuais são levadas em conta. Constatou-se a rejeição do modelo unitário para os seguintes grupos de consumo: alimentação dentro de casa, roupa de homem, roupa de mulher, gastos escolares, transporte e saúde. Para estes grupos de consumo, observou-se que, comparativamente, aumentos na renda feminina elevariam mais os gastos com alimentação dentro de casa, vestuário feminino, saúde e gastos escolares, do que aumentos na renda masculina. Já aumentos na renda masculina elevariam mais os gastos com transporte e vestuário masculino do que aumentos na renda feminina.

O teste de razão de verossimilhança, porém, sugere que a hipótese nula não deve ser rejeitada para alguns grupos de consumo, ou seja, homens e mulheres agrupam sua renda quando pretendem comprar certos bens como: alimentação fora de casa, gastos com crianças, cultura e recreação, fumo e álcool, habitação e doações. Portanto, os modelos coletivos explicam melhor as decisões das famílias do que o modelo unitário para determinados grupos de consumo, que têm como base as preferências distintas dos membros familiares. Ao considerar outros grupos específicos de bens, o casal agrega sua renda para tomar as decisões de gastos, como os que envolvem maior planejamento ou a necessidade de empréstimo com calendário de pagamentos fixos. Destaca-se que nos grupos de consumo em que o modelo coletivo é válido, considerando as rendas de modo separado, as preferências de homens e mulheres podem não refletir condições naturais de seus gostos, mas ser uma representação das responsabilidades construídas a partir do processo de socialização, em que há funções definidas para cada um dos sexos na sociedade.

Referências

ALMEIDA, A.N.; AZZONI, C.R. Custo de vida comparativo das regiões metropolitanas brasileiras: 1996–2012. **TD Nereus**, São Paulo, v. 11, p. 1-21, 2013.

ANEXO

ANEXO A

Tabela 2.5 - Resultados Regressão: variável dependente é renda do salário mensal (com variável população ao quadrado)

	OLS	GMM	(continua) 2SLS
Incusto_edu	0,0278 (0,0878)	0,1005 (0,2613)	0,0752 (0,2616)
Incusto_ha	0,5329*** (0,0880)	0,9141*** (0,3386)	0,9093*** (0,3386)
Incusto_sau	0,6170** (0,2860)	0,8253*** (0,2906)	0,8876*** (0,2926)
Incusto_ali	-1,4141*** (0,3005)	-0,0776 (0,7015)	-0,1665 (0,7034)
Incusto_trans	0,6052*** (0,1180)	0,3447 (0,3710)	0,2254 (0,3770)
idade	0,0193*** (0,0011)	0,0191*** (0,0011)	0,0191*** (0,0011)
idade2	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)
sexo	0,2199*** (0,0211)	0,2200*** (0,0211)	0,2197*** (0,0212)
chefe	0,1750*** (0,0298)	0,1763*** (0,0298)	0,1768*** (0,0298)
filho	-0,1240*** (0,0370)	-0,1224*** (0,0370)	-0,1238*** (0,0370)
outros	-0,2509*** (0,0411)	-0,2489*** (0,0412)	-0,2516*** (0,0412)
temp	-0,0164* (0,0090)		
prec	0,0019*** (0,0005)		
pop	6,6270*** (1,5196)	0,9096 (2,4410)	1,1229 (2,4439)

Tabela 2.5 - Resultados Regressão: variável dependente é renda do salário mensal (com variável população ao quadrado)

			(conclusão)
pop_quadrado	-15,0663*** (3,6955)	-3,4929 (6,1108)	-3,7518 (6,1125)
outro_setor	0,0440** (0,0200)	0,0473** (0,0200)	0,0457** (0,0200)
publico	-0,0129 (0,0307)	-0,0152 (0,0307)	-0,0147 (0,0307)
region_ne	0,0135 (0,0753)	-0,0461 (0,1902)	-0,0472 (0,1902)
region_co	0,5649*** (0,0959)	0,0867 (0,1595)	0,1278 (0,1611)
region_su	0,2524*** (0,0557)	0,1760*** (0,0655)	0,1817*** (0,0656)
total_filhos	-0,0441*** (0,0093)	-0,0442*** (0,0093)	-0,0437*** (0,0093)
Controle de ano	sim	sim	sim
_cons	5,2897*** (0,2695)	5,7687*** (0,2117)	5,7452*** (0,2121)
<i>N</i>	32.630	32.630	32.630
<i>R</i> ²	0,2219	0,2201	0,2202
<i>F</i>	234,9693		

Erros padrão em parênteses abaixo dos coeficientes. Nota: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaboração própria.