



**UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**VINÍCIUS FELIPE DA SILVA**

**DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL**

**Recife**

**2019**

**VINÍCIUS FELIPE DA SILVA**

**DEMANDA RESIDENCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, área de concentração em Teoria Econômica, da Universidade Federal de Pernambuco, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

**Orientador: Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio**

**Recife**

**2019**

Catálogo na Fonte  
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

S586d Silva, Vinícius Felipe da  
Demanda residencial de energia elétrica no Brasil / Vinícius Felipe da  
Silva. - 2019.  
138 folhas: il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio.  
Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco,  
CCSA, 2019.  
Inclui referências e apêndices.

1. Demanda de eletricidade. 2. Elasticidades-preço e renda. 3. Quadratic  
almost ideal demand system. I. Sampaio, Gustavo Ramos (Orientador).  
II. Título.

337 CDD (22. ed.) UFPE (CSA 2019 – 037)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO  
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS  
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA  
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO  
EM ECONOMIA DE:

**VINÍCIUS FELIPE DA SILVA**

**Título: Demanda Residencial de Energia Elétrica no Brasil**

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Vinícius Felipe Da Silva **APROVADO**.

Recife, 15/03/2019.

---

**Prof. Dr. Gustavo Ramos Sampaio**  
**Orientador**

---

**Prof. Dr. Alessio Tony Cavalcanti De Almeida**  
**Examinador Externo/UFPB**

---

**Prof. Dr. Gervásio Ferreira Dos Santos**  
**Examinador Externo/UFBA**

---

**Prof. Dr. Paulo Glicio Da Rocha**  
**Examinador Interno**

---

**Prof. Dr. Yony De Sá Barreto Sampaio**  
**Examinador Interno**

## AGRADECIMENTOS

Concluo este trabalho com a ajuda de muitas pessoas que caminharam ao meu lado, às quais agradeço e presto homenagem:

À minha família pelo apoio incondicional, em especial aos meus pais, Maria Rita Felipe da Silva e Eugênio Antonio Felipe da Silva, pela educação e carinho.

À minha esposa Lorena que sempre me apoiou, me incentivou, contribuiu com inúmeras e precisas revisões e que compartilha comigo esse prazeroso e recompensador caminho, sempre com muito amor.

Ao professor Dr. Gustavo Sampaio pela excelente orientação e por ter acreditado e contribuído do início ao fim desta pesquisa.

À todos os meus amigos pelo companheirismo e atenção em especial aos amigos da Chesf com os quais sempre contei com o apoio, a orientação e a alegria e aos amigos do PIMES/UFPE pelos muitos momentos compartilhados e pelo constante aprendizado, sem vocês o caminho seria muito mais pesado.

À todos os professores e funcionários do PIMES/UFPE pela eterna contribuição em minha formação e nesta tese.

Aos professores Drs. Gervásio Santos, Yoni Sampaio, Paulo Glécio e Alécio Almeida pelos comentários, críticas e sugestões na banca examinadora.

E, por fim, a CAPES pelo apoio financeiro à pesquisa.

## RESUMO

A energia elétrica é um serviço compartilhado pelos moradores do domicílio e por isso a unidade de consumo no mercado residencial não é o indivíduo mas o domicílio. Espera-se que diferentes tipos de domicílio possuam padrões de consumo e uso da energia elétrica distintos. O objetivo desta tese é examinar o comportamento dos domicílios brasileiros no mercado residencial de energia elétrica. Dois exercícios empíricos são promovidos a partir de microdados da Pesquisa de Orçamento Domiciliar de 2008 (POF08) e informações das tarifas de energia elétrica residencial homologadas pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). No primeiro exercício, aplica-se um sistema de equações de demanda não linear com variáveis demográficas que incorporam as características do domicílio. No segundo exercício, estima-se o impacto do aumento tarifário sobre a aquisição de eletrodomésticos, através de um pareamento em dois estágios com variáveis observáveis dos domicílios, utilizando o *Coarsened Exact Matching* (CEM) e o *Propensity Score Matching* (PSM). A elasticidade-preço estimada na média é de  $-0,269$  e a elasticidade-renda é de  $0,075$ . Nas regiões mais pobres do país os domicílios são mais inelásticos. A composição familiar importa nas elasticidades-preço e renda, os domicílios compostos por casal são 30% menos sensíveis a preço. O aumento real de 12% na tarifa entre 2009 e 2018 reduziu o bem-estar econômico dos domicílios em 0,42%. Para os domicílios mais pobres a perda de bem-estar foi duas vezes maior. A energia elétrica é um serviço altamente compartilhado, a escala equivalente em termos de despesa de um domicílio com um casal e três crianças é de 1,22 do domicílio de referência. O aumento tarifário influencia na aquisição de um novo eletrodoméstico, com papel significativo no curto prazo, diminuindo o número de domicílios que tomam esta decisão. Para o período avaliado o efeito médio foi de  $-7,86\%$ . O presente estudo contribui para a literatura nacional de demanda de energia elétrica e para a formulação de políticas públicas porque estima as reações e as respostas econômicas para os diferentes tamanhos e composições familiares e revela novas evidências da relação entre o aumento tarifário e a aquisição de eletrodomésticos.

**Palavras-chave:** Demanda de eletricidade. Elasticidades-preço e renda. Quadratic Almost Ideal Demand System. Propensity Score Matching. Coarsened Exact Matching.

## ABSTRACT

Electricity is a service shared by residents of the household and therefore the unit of consumption in the residential market is not the individual but the household. It is expected that different types of domicile will have different patterns of consumption and use of electricity. The purpose of this thesis is to examine the behavior of Brazilian households in the residential electricity market. Two empirical exercises are promoted with microdata of a household survey of 2008 and residential electricity tariffs approved by the regulatory agent (ANEEL). First, a system of nonlinear demand equations with demographic variables that incorporate household characteristics is applied. In the second exercise, the impact of the tariff increase on the purchase of household appliances, through a two-stage pairing with observable household variables, is estimated using *Coarsened Exact Matching* (CEM) and the *Propensity Score Matching* (PSM). The estimated price elasticity on average is  $-0,269$  and the income elasticity is  $0,075$ . In the poorest regions of the country households are more inelastic. Family composition matters in price and income elasticities, households composed of couples are 30% less price sensitive. The 12% real increase in the rate between 2009 and 2018 reduced the economic well-being of households by  $0,42\%$ . For the poorest households the loss of well-being was twice as high. Electric power is a highly shared service, the equivalent scale in expenditure terms on a household with a couple and three children is 1,22 of the reference household. The tariff increase influences the acquisition of a new appliance, with a significant role in the short term, reducing the number of households that take this decision. For the assessed period the ATT was  $-7,86\%$ . The present study contributes to the national literature on electricity demand and to the formulation of public policies because it estimates the reactions and economic responses to the different sizes and family compositions and reveals new evidence of the relationship between the tariff increase and the acquisition of household appliances .

**Palavras-chave:** Electricity demand. Price and income elasticity. Quadratic Almost Ideal Demand System. Propensity Score Matching. Coarsened Exact Matching.

# Lista de Figuras

1	Uso da eletricidade por setor no mundo em quatrilhão de BTU. . . . .	23
2	Geração de eletricidade (um milhão de gigawatt-horas) nos países membros da OECD e nos não membros. . . . .	24
3	kWh/hab - Países Selecionados - 1971 a 2014 . . . . .	25
4	Fontes da Energia Residencial - 1970 a 2016 . . . . .	26
5	Uso de Eletricidade e Unidades Consumidoras - 2004 a 2016 . . . . .	26
6	Curva de Engel Não-Paramétrica - Despesa com Eletricidade . . . . .	33
7	Uso de eletricidade e estoque de eletrodomésticos. . . . .	34
8	Histograma dos Domicílios por Tamanho . . . . .	62
9	Elasticidade-preço - QUAIDS x AIDS . . . . .	75
10	Elasticidade-despesa - QUAIDS x AIDS . . . . .	75
11	Elasticidade-preço por Composição Familiar - QUAIDS (4) . . . . .	82
12	Elasticidade-despesa por Composição Familiar - QUAIDS (4) . . . . .	83
13	Elasticidade-Preço por Composição Familiar e Região . . . . .	84
14	Elasticidade-Despesa por Composição Familiar e Região . . . . .	85
15	INPC e componente da energia elétrica residencial no INPC - jan/2002 = base 100. . . . .	88
16	Varição compensatória relativa estimada com os parâmetros do QUAIDS com variáveis demográficas e com a variação observada na tarifa de energia elétrica entre o período de 2009 e 2018. . . . .	89
17	Intensidade Energética e Estoque de Eletrodomésticos. . . . .	95
18	Linha do tempo. . . . .	98
19	Padrão do estoque de eletrodomésticos. . . . .	99
20	Balanceamento do Escore de Propensão. . . . .	107
21	Viés padrozinado em percentual das covariáveis. . . . .	110

22	Varição compensatória relativa estimada com base nos parâmetros do modelo QUAIDS com variáveis demográficas e simulação de aumento de 50% na tarifa de energia elétrica. . . . .	135
----	--	-----

# Lista de Tabelas

1	Tarifa Social de Energia Elétrica de 2002 até 2010 . . . . .	22
2	Tarifa Social de Energia Elétrica desde 2010 . . . . .	23
3	Participação (%) da despesa da energia elétrica na despesa domiciliar. . . . .	27
4	Despesa com energia elétrica (R\$/ano) . . . . .	28
5	Uso de energia elétrica domiciliar anual (kWh). . . . .	29
6	Uso de energia elétrica domiciliar. . . . .	30
7	Participação (%) da despesa domiciliar com energia elétrica. . . . .	31
8	Despesa domiciliar com energia elétrica . . . . .	32
9	Elasticidades-preço e renda - Estudos Nacionais . . . . .	44
10	Elasticidades-preço e renda - Estudos Internacionais . . . . .	45
11	Alocação das Despesas Domiciliares . . . . .	59
12	Estatísticas descritivas das participações orçamentárias e dos logaritmos naturais dos preços . . . . .	61
13	Composição Familiar dos Domicílios . . . . .	63
14	Tarifas de Energia Elétrica - R\$/MWh . . . . .	64
15	Regiões Utilizadas na Análise . . . . .	66
16	Estatísticas Descritivas . . . . .	68
17	Elasticidades-preço e despesa na média das variáveis. . . . .	74
18	Elasticidades-preço e despesa do modelo 2 . . . . .	78
19	Elasticidades-preço e despesa do modelo 3 . . . . .	80
20	Elasticidades-preço e despesa do modelo 3 . . . . .	80
21	Elasticidades-preço e despesa do modelo 4 . . . . .	81
22	Elasticidades-preço e despesa por região . . . . .	84
23	Elasticidades-preço e despesa por região e composição familiar . . . . .	86
24	Escala Equivalente da despesa de energia elétrica para os diferentes domicílios. . . . .	88
25	Teste de robustez das elasticidades . . . . .	92

26	Variação das tarifas por área de concessão e data de homologação. . . . .	101
27	Estatísticas descritivas - % de domicílios com novo eletrodoméstico. . . . .	101
28	Estatísticas descritivas - % de domicílios com novo eletrodoméstico - após período de exposição ao aumento da tarifa. . . . .	102
29	Estatísticas descritivas - comparação das médias dos grupos e teste t. . . . .	103
30	Resultados do pareamento com o algoritmo CEM. Covariáveis: renda mensal domiciliar, consumo de energia elétrica mensal e anos de estudo. . . . .	106
31	Resultados do pareamento com o algoritmo CEM . . . . .	107
32	Estimação do ATT. Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real. . . . .	109
33	Robustez: ATT com Radius(0,07). Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real. Avaliação do impacto condicionado ao tempo de exposição. . . . .	111
34	Robustez: ATT com Radius(0,06), Kernel(normal-0,05) e Nearest Neighbors com caliper(0,01). Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real. Amostra restrita às regiões NO e NE. . . . .	112
35	Análise de sensibilidade com Rosenbaum Bounds para o viés de seleção. . . . .	113
36	Modelo CEM-Logit. Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Variáveis: aumento tarifário real e log natural do índice de preços dos eletrodomésticos. . . . .	113
37	Teste de Likelihood Ratio . . . . .	124
38	Coeficientes do NLSUR: modelo QUAIDS com características do domicílio - # de adultos, # de crianças e casal; variáveis dependentes - razões das despesas dos diferentes grupos de consumo pela soma das despesas. . . . .	125
39	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 1 do AIDS. . . . .	126
40	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 2 do AIDS. . . . .	127
41	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 3 do AIDS. . . . .	128

42	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 4 do AIDS. . . . .	129
43	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 1 do QUAIDS. . . . .	130
44	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 2 do QUAIDS. . . . .	131
45	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 3 do QUAIDS. . . . .	132
46	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 4 do QUAIDS. . . . .	133
47	Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo AIDS sem variáveis demográficas. . . . .	134
48	Elasticidades-preço e despesa do modelo 4 por região . . . . .	135
49	Alocação dos Componentes das Despesas Domiciliares . . . . .	137

# Sumário

<b>1</b>	<b>Introdução</b>	<b>15</b>
<b>2</b>	<b>Mercado Residencial de Energia Elétrica no Brasil</b>	<b>21</b>
2.1	A Estrutura de Preços do Mercado Residencial Brasileiro de Energia Elétrica .....	21
2.2	O Consumo Residencial de Energia Elétrica no Brasil e no Mundo .....	23
2.3	As Características da Demanda Domiciliar de Energia Elétrica .....	27
<b>3</b>	<b>Revisão da Literatura Empírica</b>	<b>35</b>
3.1	Preço e Renda .....	35
3.2	Características do Domicílio .....	40
3.3	Estoque de Aparelhos .....	42
3.4	Características da Moradia .....	43
3.5	Literatura Nacional .....	44
3.6	Literatura Internacional .....	45
<b>4</b>	<b>Um Sistema de Demanda Residencial de Energia Elétrica para o Brasil</b>	<b>46</b>
4.1	Metodologia .....	46
4.1.1	<i>Sistemas de Demanda</i> .....	46
4.1.2	<i>O Almost Ideal Demand System</i> .....	47
4.1.3	<i>Quadratic AIDS</i> .....	50
4.1.4	<i>QUAIDS com Variáveis Demográficas</i> .....	51
4.1.5	<i>Elasticidades</i> .....	55
4.1.6	<i>Escala Equivalente</i> .....	56
4.1.7	<i>Variação Compensatória</i> .....	56
4.2	Dados e Procedimento de Estimação .....	57
4.2.1	<i>Dados das Despesas</i> .....	58
4.2.2	<i>Características dos Domicílios</i> .....	60
4.2.3	<i>Dados dos Preços</i> .....	63

4.2.4	<i>Demais Variáveis</i> .....	67
4.2.5	<i>Procedimento de Estimação</i> .....	69
4.3	Resultados .....	72
4.3.1	<i>Elasticidades</i> .....	73
4.3.2	<i>Elasticidades e Características do Domicílio</i> .....	78
4.3.3	<i>Elasticidades por Região</i> .....	83
4.4	Análises de Bem-estar .....	87
4.4.1	<i>Escala Equivalente</i> .....	88
4.4.2	<i>Alteração na Tarifa e Impacto no Bem-estar</i> .....	89
4.5	Robustez dos Resultados .....	91
<b>5</b>	<b>Reajuste Tarifário e o Impacto no Estoque de Eletrodomésticos</b>	<b>93</b>
5.1	Contexto .....	97
5.2	Dados .....	100
5.3	Pareamento .....	102
5.4	Resultados .....	105
5.4.1	<i>Resultados do Pareamento</i> .....	105
5.4.2	<i>Resultados do ATT</i> .....	108
5.4.3	<i>Robustez</i> .....	109
<b>6</b>	<b>Considerações Finais e Implicações para Políticas Públicas</b>	<b>114</b>
	<b>Referências</b>	<b>118</b>
<b>Apêndice A</b>	<b>Tabelas</b>	<b>124</b>
<b>Apêndice B</b>	<b>Preparação dos Dados e Variáveis do Sistema de Demanda</b>	<b>136</b>

# 1 Introdução

Políticas públicas de gestão da demanda são uma realidade no setor elétrico brasileiro há muitos anos. As políticas de demanda estão presentes no setor elétrico através de incentivos financeiros, novos padrões tecnológicos dos aparelhos, racionamento da quantidade consumida, gestão de preços, entre outros instrumentos, e tem o objetivo de otimizar o uso da energia elétrica. Logo, as políticas públicas podem melhorar a eficiência energética do estoque de aparelhos, ajustar a demanda à oferta no curto ou no médio prazo e promover a conservação de energia.

Nas últimas décadas os *policy makers* brasileiros utilizaram os mecanismos citados acima para enfrentar problemas do setor elétrico. No início dos anos 2000, no auge da crise hídrica, o racionamento da quantidade de eletricidade consumida e os incentivos financeiros foram utilizados como medidas para enfrentar a queda na oferta de energia. O setor também estabelece padrões de eficiência energética dos aparelhos eletrodomésticos para que, de posse dessa informação, os consumidores possam otimizar o uso e, conseqüentemente, reduzir a fatura de eletricidade. Ademais, existem diversos mecanismos de preço da energia elétrica vigentes no país, como as bandeiras tarifárias, a tarifa social e a tarifa branca como forma de gerir a demanda por energia elétrica.

As políticas de gestão da demanda possuem um papel importante por causa da relevância do setor residencial. No Brasil, o setor residencial ocupa a segunda posição no consumo de energia elétrica final, atrás apenas da indústria, com 25,6% do total consumido no país no ano de 2017, o equivalente a 132.910 GWh (EPE, 2017). A eletricidade é a principal fonte de energia nos domicílios brasileiros e sua participação aumentou em 11p.p. entre 2007 e 2016, decorrente de um aumento médio de 4,6% ao ano.

Além de possuírem um papel intrinsecamente importante, novas políticas de gestão da demanda também possuem um significativo potencial. Primeiro, devido às mudanças tecnológicas

esperadas para o setor, como o desenvolvimento da *smart grid*<sup>1</sup>, que pode potencializar o mecanismo de preços dinâmicos, com o objetivo de otimizar o uso da energia elétrica. Segundo, devido às restrições cada vez mais frequentes na geração de energia causadas pela maior presença de fontes renováveis e hidroelétricas sem reservatórios, que tornam a matriz energética menos firme, e também pelos períodos de seca e falta de ventos.

Terceiro, por causa da tendência de aumento no consumo de eletricidade. O padrão de consumo dos domicílios brasileiros deve alterar profundamente no futuro próximo de acordo com projeções da EIA (2017). O consumo per capita dos países em desenvolvimento, como o Brasil, é muito menor do que o consumo verificado nos países ricos mas deve avançar por causa da nova demografia e do aumento na renda e no estoque de eletrodomésticos. Portanto, as políticas de demanda são necessárias para equilibrar o mercado em um contexto complexo do setor elétrico, caracterizado por investimentos de longo prazo, avanços tecnológicos na oferta e na demanda, mudanças demográficas e ciclos econômicos.

Entretanto, existem limites e consequências à adoção dessas políticas. A demanda residencial de energia elétrica é inelástica ao preço e à renda, o que minimiza o efeito de revisões de preços sobre o uso da eletricidade, Espey e Espey (2004) e Labandeira et al. (2017). Também, devido à natureza necessária da eletricidade residencial, aumentos nas tarifas provocam perdas de bem-estar econômico, Schulte e Heindl (2017). Por fim, o consumidor pode rever a decisão de aquisição de um novo aparelho eletrodoméstico em consequência do aumento da tarifa de eletricidade, conforme Dubin e McFadden (1984) demonstrou para aparelhos eletro-intensivos.

Portanto, o contexto do setor elétrico brasileiro é caracterizado por: i) uso de políticas direcionadas a demanda; ii) uso substancial de energia elétrica pelo setor residencial; iii) expectativa de aumento da demanda em decorrência do desenvolvimento econômico; iv) crescente preocupação ambiental, metas globais de conservação de energia e aumento da eficiência energética. Nesse contexto, é necessário aprofundar o conhecimento a respeito do comportamento dos domicílios no mercado brasileiro de energia elétrica residencial. Especificamente, é importante compreender a reação e os impactos econômicos envolvendo os domicílios frente às mudanças no setor elétrico, para aprimorar o desenho das políticas públicas e as decisões de todos os agentes envolvidos no

---

<sup>1</sup>Redes inteligentes com recursos de Tecnologia da Informação embutidos e que aumentam a eficiência energética, otimizam o fluxo de eletricidade e respondem a problemas complexos dos setores de distribuição e transmissão.

setor. Os efeitos de qualquer revisão dos preços no consumo dependerá da elasticidade-preço da demanda. Além disso, a informação a respeito da elasticidade-renda também é importante, sobretudo para um país em desenvolvimento como o Brasil, por causa da expectativa de aumento da renda nas próximas décadas, com efeito na aquisição de eletrodomésticos e no uso da eletricidade.

A literatura de análise da demanda de energia elétrica é extensa e apresenta evidências a respeito da reação econômica no setor residencial, apesar de algumas limitações e lacunas que serão apresentadas adiante, sobretudo no contexto brasileiro, às quais este estudo tenta preencher. Espey e Espey (2004) e Labandeira et al. (2017) são exemplos de revisões da literatura que resumem os princípios, os modelos, os métodos e os tipos de bases de dados recorrentemente aplicados na estimação e análise da demanda de energia elétrica. Para o mercado brasileiro, Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Garcez e Ghirardi (2003), Schmidt e Lima (2004), Mattos e Lima (2005), Siqueira et al. (2006), Irffi et al. (2009), Villareal e Moreira (2016) e Soares et al. (2018) estimaram a demanda e promoveram análises a partir de dados agregados e séries temporais. As principais evidências são estimações de elasticidades na média da população e a reafirmação do comportamento inelástico do consumidor de energia elétrica residencial no Brasil.

Apenas Hollanda et al. (2010), Costa (2013) e Uhr e Uhr (2017) estudaram a demanda brasileira de energia elétrica a partir de microdados. A incorporação de informações ao nível do domicílio permitiu que avanços fossem alcançados, como o controle por efeitos fixos, a estimação da demanda condicionada e a análise dos canais dos efeitos persistentes no longo prazo. Porém, algumas limitações empíricas prevaleceram. Enquanto o primeiro estudo não examinou diferenças demográficas dos domicílios e não estimou as elasticidades, o segundo limitou-se a estimar a elasticidade-preço na média e para diferentes níveis de renda e o terceiro estimou as elasticidades apenas para o Estado de São Paulo. A comparação com a literatura internacional demonstra, por exemplo, que nenhum estudo local estimou os impactos de bem-estar nos domicílios, os efeitos indiretos no mercado de energia elétrica, ou analisou as respostas econômicas dos diferentes grupos domiciliares.

No mercado de energia elétrica residencial a unidade de consumo não é o indivíduo, é o domicílio. No entanto, o consumo total do domicílio não representa a soma dos consumos individuais, pois a energia elétrica é um serviço compartilhado no domicílio através do uso dos aparelhos eletrodomésticos. O uso da energia no domicílio é função da economia de escala, medida associada

ao tamanho do domicílio, isto é, ao número de moradores, e da escala equivalente, que depende da composição familiar, ou seja, da presença de casal e de menores de idade. Portanto, a demanda residencial por energia elétrica é derivada do tamanho e composição do domicílio e do estoque de aparelhos.

Existem muitas evidências na literatura internacional que reforçam o papel central do domicílio e, conseqüentemente, de suas características na demanda de energia elétrica residencial. Sun e Ouyang (2016) apresenta evidências da diferenciação em função da urbanização e do nível de renda. Belaïd (2017) demonstra que variáveis demográficas e da moradia também são importantes na análise da demanda de eletricidade. Uma consequência imediata do comportamento distinto entre os domicílios em função da renda e da composição familiar é a desigual perda de bem-estar frente aos aumentos na tarifa, como demonstrado por Schulte e Heindl (2017) para os domicílios alemães. Dubin e McFadden (1984) e Reiss e White (2005) demonstram a complexa interdependência entre a tarifa, o estoque de eletrodomésticos e o consumo de eletricidade.

No Brasil, os dados sugerem que as diferenças de tamanho e de composição familiar nos domicílios brasileiros impactam tanto o uso da energia elétrica quanto sua participação no orçamento domiciliar. É o que demonstram os microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2008 divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): um domicílio com dois moradores consome em média 25% a mais do que um domicílio com um morador, enquanto que um domicílio com três moradores consome em média 12% a mais do que um domicílio com dois moradores; a despesa com energia elétrica aumenta de forma mais acentuada com mais um adulto no domicílio do que com mais uma criança, e; a participação da energia elétrica na despesa total tem uma redução mais acentuada com a adição de uma criança, do que com mais um adulto.

O objetivo deste estudo é analisar o comportamento dos domicílios brasileiros no mercado de energia elétrica residencial. Para tanto, diversas análises empíricas são desenvolvidas. As elasticidades-preço e renda são estimadas na média da população, mas também por composição familiar e por região. Avalia-se o impacto do aumento tarifário sobre a decisão de aquisição de eletrodomésticos. Também, são promovidas simulações de bem-estar: a mensuração da perda econômica com o aumento tarifário recente no setor elétrico residencial e a estimação da escala equivalente para medir a heterogeneidade da economia de escala

Para alcançar esses objetivos é construída uma base de dados composta por microdados da

POF08 com informações das tarifas de energia elétrica homologadas pela ANEEL. Os microdados carregam informações valiosas como as características do domicílio e da moradia, as despesas com energia elétrica e outras despesas substitutas. Além do valor das tarifas de energia elétrica, os dados da ANEEL também informam as datas de início e fim da vigência das tarifas e a tarifa social.

Dois métodos são aplicados a partir desses dados. Primeiro, aplica-se um sistema de equações de demanda que permite explorar a riqueza da base de dados com a inclusão de variáveis que refletem o comportamento individual e domiciliar mais precisamente através de variáveis demográficas. Adota-se como principal método um *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) com variáveis demográficas devido ao papel não linear da renda. A adoção do QUAIDS visa garantir a estimação de um sistema de demanda completo baseado na Teoria da Produção Domiciliar (ver Deaton e Muellbauer (1980b)). O QUAIDS também atende às condições microeconômicas e dos microdados de uma pesquisa de orçamento domiciliar com um número reduzido de períodos.

Segundo, uma estratégia de identificação com dois métodos de pareamento é aplicada para estimar o impacto do aumento tarifário sobre a aquisição de eletrodomésticos. Este exercício explora o desenho do mercado residencial de energia elétrica para promover uma análise de quase-experimento. A metodologia combina a exogeneidade do mecanismo de aumento da tarifa com o pareamento em dois estágios: primeiramente, é executado o pareamento em algumas variáveis contínuas com o *Coarsened Exact Matching* (CEM), e; posteriormente em um maior grupo de variáveis com o *Propensity Score Matching* (PSM). Desta forma, busca-se um grupo de controle para os tratados com base nas variáveis observadas em nível domiciliar, que representam o comportamento do consumidor de energia elétrica residencial.

Com a combinação da metodologia microeconômica e dos microdados de pesquisa orçamentária o presente estudo obtém evidências do papel central do domicílio na demanda residencial por energia elétrica. Consequentemente, contribui para a literatura nacional da demanda de energia elétrica residencial, na medida em que preenche lacunas a respeito do funcionamento do mercado residencial e das consequências sobre os domicílios. Sobretudo, destaca a importância das políticas públicas direcionadas a demanda de eletricidade, ao mesmo tempo em que reforça os seus limites.

No geral, as evidências levantadas pelo estudo dão conta de que o comportamento dos domicí-

lios brasileiros varia significativamente no mercado de energia elétrica em função da localização, da demografia e do nível de renda. Especificamente, pode-se destacar que: os domicílios maiores são mais eficientes por causa da economia de escala; o aumento na tarifa impôs maiores perdas de bem-estar econômico aos domicílios com mais moradores; nas regiões mais pobres do país, como o Nordeste, o Centro-oeste e o Norte, os domicílios são mais inelásticos em relação ao preço e à renda; os domicílios mais pobres também são os que sofrem maiores perdas de bem-estar; a composição familiar importa nas elasticidades preço e renda da demanda; os domicílios compostos por casal são significativamente menos elásticos do que os demais, e; por fim, o aumento tarifário influencia na aquisição de um novo eletrodoméstico, com papel significativo no curto prazo, diminuindo o número de domicílios que tomam esta decisão

Além desta introdução esta tese é composta de mais cinco capítulos. O segundo capítulo demonstra a estrutura e o funcionamento do mercado e as condicionantes do consumo domiciliar de energia elétrica no Brasil. No terceiro capítulo, uma breve revisão da literatura empírica da demanda de energia elétrica residencial é discutida e resumida. O quarto capítulo estima um sistema de demanda residencial de energia elétrica e analisa respostas e impactos econômicos dos diferentes grupos de domicílios. O capítulo seguinte analisa a relação entre o aumento tarifário e a decisão de aquisição de um novo eletrodoméstico, no contexto no mercado de energia elétrica residencial. O sexto capítulo conclui e discute implicações para políticas públicas.

## **2 Mercado Residencial de Energia Elétrica no Brasil**

### **2.1 A Estrutura de Preços do Mercado Residencial Brasileiro de Energia Elétrica**

Desde a Lei 8.631/1993 a tarifa de energia elétrica (R\$/kWh) no Brasil é definida pela ANEEL para cada monopólio regional atendido por uma distribuidora. A tarifa residencial é a tarifa de baixa tensão (b1) estabelecida através de revisão tarifária periódica, a cada quatro anos, ou por reajuste tarifário anual, uma vez ao ano<sup>1</sup>. A homologação da tarifa não acontece ao mesmo tempo para todas as distribuidoras. O processo ocorre ao longo do ano e a tarifa é homologada na data de aniversário de cada contrato de concessão.

Três custos compõem a tarifa de fornecimento das distribuidoras, a saber: aquisição da eletricidade (geração e comercialização); transporte (transmissão e distribuição); e os encargos setoriais. De acordo com a Associação Brasileira de Distribuidores de Energia Elétrica (ABRADEE), no período de 2015/2016 a aquisição de energia representava 35,7% da tarifa, encargos e tributos 44,5%, os custos de distribuição 16,9% e os de transmissão apenas 2,9%.

A tarifa é dividida entre a parcela A e a parcela B. A primeira é composta pelos custos não-gerenciáveis, ou seja, gastos com encargos setoriais, aquisição de energia e transmissão. A segunda é composta pelos custos internos à distribuidora relacionados a OPEX (*Operational Expenditure* - despesas com operação e manutenção), CAPEX (*Capital Expenditure* - despesas com capital instalado) e remuneração do capital. A parcela B é sujeita à análise de eficiência através de métodos

---

<sup>1</sup>Em condições normais a tarifa de energia elétrica possui vigência de um ano, entretanto, pode ocorrer uma revisão tarifária extraordinária e o período de vigência da tarifa ser menor do que um ano.

de *benchmarking*<sup>2</sup> em períodos de quatro anos, mas podem variar a depender da concessionária, e os ganhos de produtividade são capturados nas revisões tarifárias periódicas (RTP)<sup>3</sup> e repassados ao consumidor. Na RTP também são consideradas as alterações nas premissas econômico-financeiras para manter o equilíbrio do empreendimento. Além disso, a cada ano é promovido o reajuste tarifário anual que atualiza o valor da tarifa de energia com o propósito de manter o poder de compra das receitas auferidas pela distribuidora.

**Tabela 1:** Tarifa Social de Energia Elétrica de 2002 até 2010

<b>Parcela de Consumo Mensal (PCM)</b>	<b>Desconto</b>
PCM ≤ 30 kWh	65,0%
30 kWh < PCM ≤ 80 kWh	40,5%
80 kWh < PCM ≤ 100 kWh	40,0%
100 kWh < PCM ≤ (140 à 220)kWh*	10,0%
(140 à 220)kWh* < PCM	0,0%

\*o montante varia com a região

Fonte:ANEEL, elaboração própria

Adicionalmente à tarifa de energia elétrica residencial convencional, foi introduzido o ano de 2015 o sistema de bandeiras tarifárias, que adiciona o custo de despacho de termoeletricas em períodos de menor disponibilidade das fontes hidroelétricas e eólicas. Também compõe o sistema de preços residenciais o desconto garantido aos domicílios de baixa renda através da Tarifa Social de Energia Elétrica (TSEE), que foi estabelecida pela lei 10.438/2002. O desconto varia de 10% a 65% e é automático para unidades consumidoras residenciais com consumo médio ao longo de 12 meses de até 80 kWh/mês. As unidades que consomem entre 80 e 220 kWh/mês tem direito à tarifa social desde que comprovem a condição de baixa renda, como a inscrição no Cadastro Único ou a comprovação de renda mensal per capita de até R\$ 120,00. O padrão dos descontos pode ser visualizado nas tabelas 1 e 2.

Desde a Lei nº 12.212, de 20 de janeiro de 2010, a TSEE segue um novo padrão de desconto, conforme tabela 2. O benefício foi expandido e o critério de renda do domicílio é, atualmente, de meio salário mínimo nacional. A pessoa que recebe o Benefício de Prestação Continuada da

<sup>2</sup>A ANEEL promove avaliação dos custos operacionais eficientes das distribuidoras estimando através de DEA (*Data Envelopment Analysis*) o nível de ineficiência em relação ao da empresa de referência.

<sup>3</sup>Mais detalhes sobre o processo de homologação das tarifas são apresentados na seção 5.1.

**Tabela 2:** Tarifa Social de Energia Elétrica desde 2010

<b>Parcela de Consumo Mensal (PCM)</b>	<b>Desconto</b>
PCM <= 30 kWh	65,0%
30 kWh < PCM <= 100 kWh	40,0%
100 kWh < PCM <= 220kWh	10,0%
220kWh < PCM	0,0%

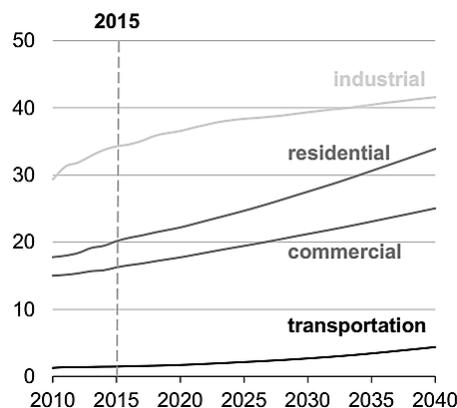
Fonte:ANEEL, elaboração própria

Assistência Social (BPC) também tem direito ao benefício. O domicílio inscrito no Cadastro Único com renda mensal de até 3 (três) salários mínimos, que tenha portador de doença ou deficiência, e cujo tratamento ou procedimento médico-terapêutico requeira o uso continuado de aparelhos, equipamentos ou instrumentos que, para o seu funcionamento, demandem consumo de energia elétrica, também possuem direito ao benefício.

## 2.2 O Consumo Residencial de Energia Elétrica no Brasil e no Mundo

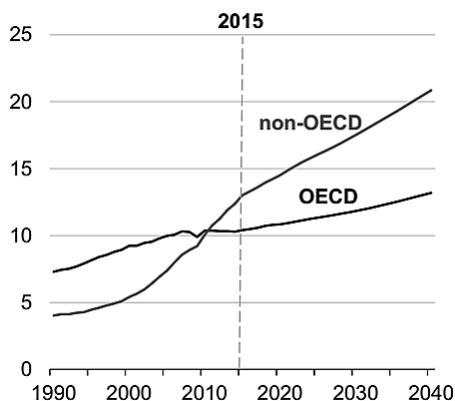
No mundo, o consumo residencial de energia elétrica ocupa a segunda posição entre os setores da economia, como pode ser observado na figura 1.

**Figura 1:** Uso da eletricidade por setor no mundo em quatrilhão de BTU.



Fonte: International Energy Outlook, 2017.

**Figura 2:** Geração de eletricidade (um milhão de gigawatt-horas) nos países membros da OECD e nos não membros.



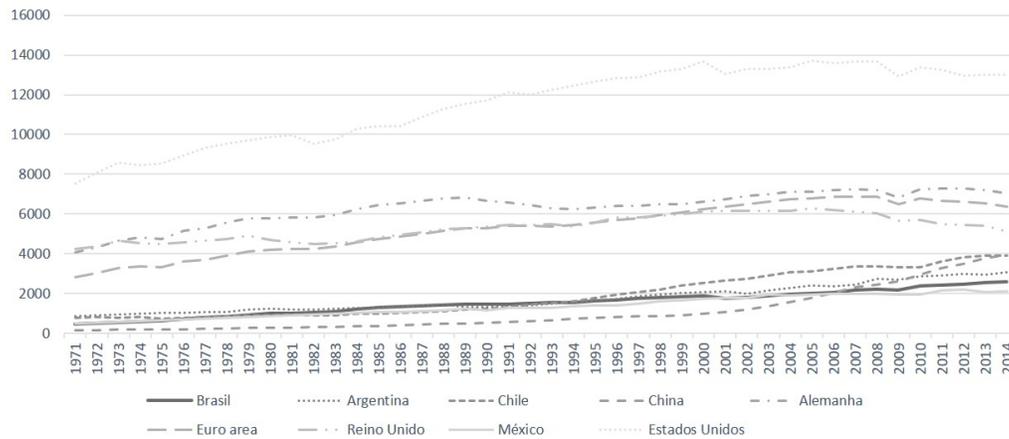
Fonte: International Energy Outlook, 2017.

O consumo de eletricidade tem avançado significativamente entre os países em desenvolvimento. Atualmente, países em desenvolvimento que não são membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), como o Brasil, quando analisados em conjunto, respondem por uma parcela da eletricidade consumida no mundo maior do que a do grupo de países mais ricos, ver figura 2. Entretanto, dados do Banco Mundial, apresentados na figura 3, demonstram como o consumo per capita desse grupo de países ainda está distante dos países desenvolvidos, i.e., há espaço para aumento do consumo per capita. Além disso, a comparação dos países selecionados na figura 3 evidencia uma relevante diversidade no consumo per capita. Por exemplo, o consumo médio no Brasil está próximo do México e da Argentina, mas distante de Chile e China e ainda mais distante dos países desenvolvidos.

De acordo com o relatório *International Energy Outlook*, EIA (2017)<sup>4</sup>, o aumento do consumo de eletricidade per capita dos países em desenvolvimento poderá ocorrer quando características econômicas, tais como a renda, e demográficas, como a idade e o tamanho das famílias, alcançarem o patamar dos países ricos. O avanço no consumo de eletricidade na China nos últimos 20 anos é um exemplo desse processo (ver Sun e Ouyang (2016)). As projeções do relatório também indicam que a maior contribuição para o aumento do consumo da eletricidade será dada pelo setor residencial e os principais contribuintes serão os países em desenvolvimento.

<sup>4</sup>O *Energy Information Administration* é um órgão do governo norte-americano responsável por pesquisas no setor de energia.

**Figura 3: kWh/hab - Países Seleccionados - 1971 a 2014**



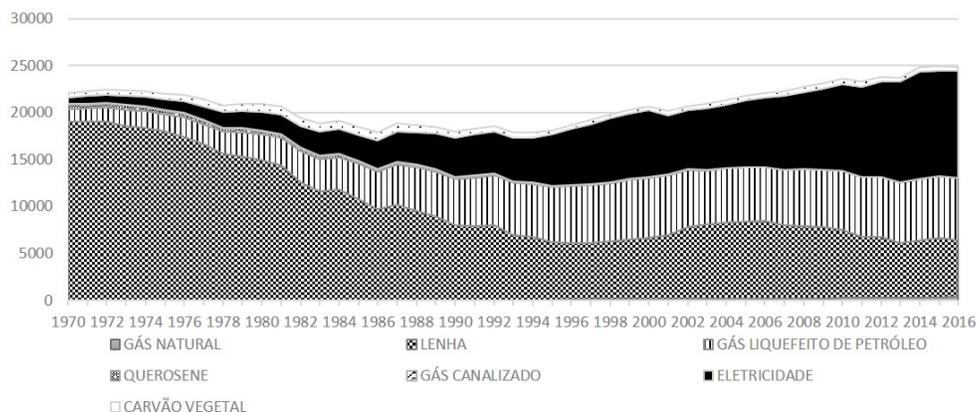
Fonte: Banco Mundial, 2017. Elaboração Própria

A eletricidade ocupa a segunda posição na matriz energética brasileira, i.e., dentre todos os tipos de energia utilizadas no país, atrás apenas de óleo diesel. De toda a energia consumida no Brasil em 2016, 17,5% foi energia elétrica. O setor que mais demanda eletricidade é o industrial, com 37,6% de toda energia elétrica consumida em 2016. Entretanto, enquanto a participação da indústria decresce ano após ano - em 2007 era 46,7% - o setor residencial, em segundo lugar, aumenta a participação no uso de energia elétrica continuamente, em 2007 representava 22,1% e em 2016 foi 25,6%, com um total de 132.910 GWh. Os dados são da EPE (2017).

A figura 4 demonstra que a eletricidade é a principal fonte de energia nos domicílios brasileiros. A participação da energia elétrica aumentou em 11p.p. entre 2007 e 2016, decorrente de um aumento médio de 4,6% ao ano. A eletricidade tem ocupado o espaço de outras fontes energéticas, como a lenha, o que está associado com a urbanização, a eletrificação da zona rural, o acesso a novos equipamentos eletrodomésticos e o avanço na iluminação elétrica. Com a manutenção desta tendência de substituição nas fontes de energia espera-se que ocorra um contínuo aumento no consumo de energia elétrica.

O acesso ao serviço de energia elétrica residencial aumentou significativamente no país. A figura 5 demonstra que o número de domicílios conectados aumentou em 47,9% no período de 2004 a 2016. O uso residencial de eletricidade não aumentou apenas pelo maior número de unidades conectadas ao sistema elétrico, uma vez que o uso médio por domicílio também aumentou

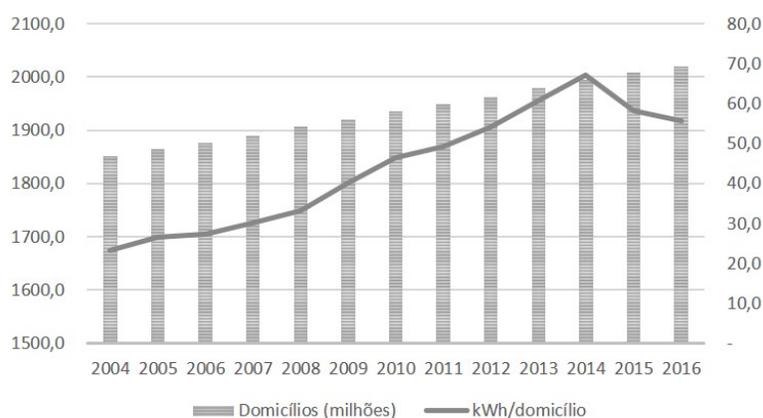
**Figura 4:** Fontes da Energia Residencial - 1970 a 2016



Fonte: Balanço Energético Nacional, 2017. Elaboração Própria.

no período, ou seja, o consumo residencial de eletricidade cresceu a uma velocidade maior do que o número de novos domicílios conectados ao sistema elétrico. De acordo com dados do Balanço Energético Nacional de 2017, o consumo per capita de energia elétrica dobrou no país no período de 1970 a 2016.

**Figura 5:** Uso de Eletricidade e Unidades Consumidoras - 2004 a 2016



Fonte: ANEEL, 2017. Elaboração Própria.

O conjunto de informações do mercado residencial de energia elétrica apresentado nesta seção demonstra que é necessário aprofundar o estudo sobre o comportamento da demanda domiciliar por

eletricidade, uma vez que somente a adição de novas unidades consumidoras não explica o aumento no consumo. Essa constatação demonstra a limitação das evidências reportadas por estudos da demanda de energia elétrica com séries temporais, devido a limitação intrínseca das variáveis e o uso de dados agregados. A análise de variáveis no nível de domicílio como a renda, a composição familiar, o preço, o envelhecimento e o estoque de aparelhos elétricos podem dar uma contribuição para a explicação do aumento no consumo de eletricidade por domicílio.

## 2.3 As Características da Demanda Domiciliar de Energia Elétrica

Esta seção explora a relação entre variáveis no nível de domicílios e o comportamento do consumidor de energia elétrica residencial. As variáveis no nível domiciliar como a renda, o tamanho do domicílio, a composição familiar e o estoque de eletrodomésticos representam os diferentes tipos de domicílio. Busca-se evidenciar como os diferentes tipos de domicílio possuem padrões de consumo e uso da energia elétrica distintos.

**Tabela 3:** Participação (%) da despesa da energia elétrica na despesa domiciliar.

Criança	Status civil								
	Solteiro			Casal			Total		
	Média	LI	LS	Média	LI	LS	Média	LI	LS
Sem criança	9,24	8,90	9,57	7,60	7,38	7,82	8,32	8,13	8,51
1 criança	8,31	7,80	8,82	7,19	6,97	7,41	7,39	7,19	7,59
2 crianças	8,46	7,83	9,09	7,13	6,91	7,34	7,31	7,11	7,52
3 ou mais crianças	8,02	7,50	8,53	7,26	6,96	7,55	7,44	7,18	7,70
<b>Total</b>	8,85	8,61	9,09	7,31	7,19	7,43	7,75	7,64	7,86

LI: limite inferior. LS: limite superior

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008).

A tabela 3 apresenta valores médios da participação da despesa residencial com energia elétrica

por categorias de composição familiar com base em dados da POF08<sup>5</sup>. A composição familiar foi categorizada pela presença de casal ou de solteiro e pelo número de crianças. De acordo com a POF08 a média da participação da energia no orçamento no período da pesquisa era de 7,75%. Porém, pode-se verificar que quando um domicílio é composto apenas pelo casal a participação da despesa com energia elétrica é menor do que a média, pois 7,31% do gasto total é destinado à eletricidade, enquanto que um domicílio composto por um solteiro gasta em média 9,24%. Esses valores são referentes à um domicílio sem presença de criança.

**Tabela 4:** Despesa com energia elétrica (R\$/ano)

Criança	Status civil								
	Solteiro			Casal			Total		
	Média	LI	LS	Média	LI	LS	Média	LI	LS
Sem criança	507,2	437,1	577,2	667,1	648,0	686,3	596,6	563,8	629,3
1 criança	516,2	488,3	544,0	691,2	668,7	713,8	660,0	640,7	679,2
2 crianças	573,1	529,4	616,9	744,2	723,3	765,1	720,8	701,7	739,9
3 ou mais crianças	627,7	587,1	668,2	634,1	608,7	659,6	632,5	610,9	654,2
<b>Total</b>	531,5	488,0	575,1	687,3	676,3	698,2	643,0	628,4	657,7

LI: limite inferior. LS: limite superior

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008).

A presença de criança está associada com a redução da participação da despesa com energia elétrica. Isso pode ser observado tanto em um domicílio composto por um casal como por um solteiro. Um domicílio composto por um solteiro e uma criança, por exemplo, destina em média 0,93 p.p. do gasto a menos do que um domicílio sem criança, enquanto que em um domicílio com um casal essa diferença é de 0,41 p.p.. Uma outra forma de visualizar a influência da presença de criança é observar que, em média, os domicílios com criança possuem uma participação da despesa com energia elétrica menor do que a média de toda a amostra. Isso não ocorre nos domicílios sem presença de criança, uma vez que a média para esse grupo é de 8,32% e a média para toda a amostra é de 7,75% da despesa total<sup>6</sup>. Para esta análise criança é todo morador com menos de 18

<sup>5</sup>Detalhes sobre os dados da POF são apresentados no Apêndice B e em capítulos seguintes.

<sup>6</sup>A despesa total considerada neste cálculo é a despesa do domicílio com bens não duráveis e serviços, as despesas com bens duráveis não são consideradas para melhorar a comparabilidade, uma vez que a aquisição de bens duráveis não ocorre com frequência.

anos de idade.

As colunas do limite inferior (LI) e do limite superior (LS)<sup>7</sup> na tabela 3 demonstram que, geralmente, o percentual do gasto total alocado com as despesas de energia elétrica variam menos nos domicílios com casal. Os limites apresentam maior dispersão entre os domicílios com presença de solteiro.

O padrão da despesa com energia elétrica nos domicílios brasileiros pode ser observado na tabela 4, que resume as médias dos valores anuais por composição familiar. A média do consumo domiciliar foi estimada pela POF08 em R\$643,0 por ano. Os domicílios chefiados por um casal gastam, em média, um valor maior. Novamente, a presença de criança está associada com alteração no comportamento do domicílio, neste caso com aumento do consumo de energia elétrica. Entretanto, em média, uma criança a mais no domicílio tem um impacto menor do que um adulto a mais, porque um lar com um solteiro e uma criança tem consumo médio de R\$ 516,2 enquanto que um casal sem criança consome em média R\$ 667,1.

**Tabela 5:** Uso de energia elétrica domiciliar anual (kWh).

Criança	Status civil					
	Solteiro		Casal		Total	
	Média	d.p.	Média	d.p.	Média	d.p.
Sem criança	1.247,6	(33,0)	1.608,4	(19,0)	1.449,2	(18,1)
1 criança	1.294,4	(30,3)	1.644,1	(20,0)	1.581,6	(17,4)
2 crianças	1.401,4	(45,2)	1.752,7	(22,0)	1.704,5	(20,1)
3 ou mais crianças	1.527,7	(45,2)	1.552,2	(27,3)	1.546,2	(23,4)
<b>Total</b>	1.308,3	(22,1)	1.644,3	(10,8)	1.548,9	(10,0)

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008)

Um casal sem filhos gasta em média 31,5% a mais com energia elétrica do que um solteiro. Além disso, a tabela 4 também demonstra que o gasto com energia é crescente em relação ao número de crianças em um domicílio com solteiro. Essa relação se repete para domicílios compostos por um casal com uma ou duas crianças, uma vez que os dados demonstram uma redução no

<sup>7</sup>Os valores do limite superior e do limite inferior são os do intervalo de confiança a 5%.

gasto médio com energia elétrica nos domicílios com três crianças. Essa mudança pode ter relação com outras variáveis do domicílio como a renda, uma vez que a tabela 3 não apresentou a mesma alteração.

O uso médio de energia elétrica por domicílio foi de 1.548,9kWh, de acordo com dados da POF08 (ver a tabela 5), para o período 2008/2009. Domicílios com casal consomem mais do que a média e apresentam menor variação no consumo, erro-padrão de 10,8, do que os domicílios com solteiro, erro-padrão de 22,1. O padrão da despesa de energia elétrica associado com a presença de crianças no domicílio e com a adição de mais crianças, verificado na tabela 4, também é visualizado com os dados do consumo de energia elétrica da tabela 5.

**Tabela 6:** Uso de energia elétrica domiciliar.

Moradores	Despesa domiciliar anual, em salários mínimos.				Total
	[0 : 1]	(1 : 2]	(2 : 3]	(3 : +∞)	
Média do kWh/ano					
1	904,2	1.256,5	1.507,7	2.180,3	1.247,6
2	1.051,2	1.366,2	1.612,7	2.288,3	1.563,3
3	1.079,3	1.378,4	1.713,0	2.524,1	1.754,2
4	1.066,0	1.437,5	1.752,9	2.731,7	1.928,9
5	1.052,0	1.436,3	1.691,8	2.769,9	1.932,8
6 a 8	1.047,3	1.325,4	1.643,8	2.801,5	1.899,7
9 a 15	1.061,4	1.095,0	1.450,4	2.546,7	1.717,9
16 ou mais		2.888,7		636,0	2.278,0
<b>Total</b>	1.026,3	1.373,1	1.676,8	2.584,1	1.728,9

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008)

A tabela 6 adiciona informações de tamanho do domicílio e da despesa total domiciliar à análise do uso de energia elétrica. Pode-se verificar através dessa tabela que, em média, a adição de mais moradores está associada com maior consumo de energia elétrica. Nos domicílios com menor renda o consumo de energia elétrica decresce apenas a partir da adição do quarto morador, enquanto que nos domicílios com maior renda a relação positiva, de mais moradores e maior consumo de energia elétrica, se mantém válida até em domicílios grandes, entre seis e oito moradores.

Outra evidência importante extraída da tabela 6 é a presença de economia de escala no uso da

eletricidade nos domicílios brasileiros. O aumento no número dos moradores é acompanhado por um aumento no consumo, porém, à uma taxa menor do que a verificada no acréscimo anterior. Em outras palavras, o consumo de energia elétrica cresce a taxas decrescentes. Um domicílio com dois moradores consome em média 25% a mais do que um domicílio com um morador, enquanto que um domicílio com três moradores consome em média 12% a mais do que um domicílio com dois moradores. Esse comportamento é verificado em todas as categorias de renda consideradas e é acentuado entre os domicílios de menor despesa domiciliar. Além disso, consumir aproximadamente 1.000 kWh/ano pode ser o consumo de subsistência, pois este é o padrão dos domicílios de menor despesa em termos de salários mínimos.

**Tabela 7:** Participação (%) da despesa domiciliar com energia elétrica.

Moradores	Despesa domiciliar anual, em salários mínimos.				Total
	[0 : 1]	(1 : 2]	(2 : 3]	(3 : +∞)	
Média da participação da energia elétrica (%)					
1	13,32	6,90	5,32	3,78	9,24
2	13,58	7,42	5,51	4,10	7,79
3	13,30	7,60	5,94	4,41	7,35
4	12,99	7,83	6,03	4,56	7,05
5	11,90	7,74	5,80	4,62	6,79
6 a 8	12,42	7,08	5,44	4,55	6,63
9 a 15	16,09	5,85	4,65	4,29	6,46
16 ou mais		9,34		1,37	7,18
<b>Total</b>	13,18	7,48	5,76	4,41	7,45

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008)

As tabelas 6, 7 e 8 evidenciam o comportamento inelástico do consumidor domiciliar de energia elétrica e também como a eletricidade é um bem necessário, i.e., aumentos de renda são acompanhados por um aumento de menor proporção no consumo. Os aumentos de renda são acompanhados por redução na participação da despesa com energia elétrica e tanto a despesa quanto o consumo de energia elétrica aumentam com taxas decrescentes. Além disso, verifica-se que a energia elétrica é um bem mais importante no orçamento dos domicílios de baixa renda, com participação até quatro vezes maior.

**Tabela 8:** Despesa domiciliar com energia elétrica

<b>Despesa domiciliar anual, em salários mínimos.</b>					
<b>Moradores</b>	[0 : 1]	(1 : 2]	(2 : 3]	(3 : +∞)	<b>Total</b>
Média da despesa com energia elétrica (R\$)					
1	316,5	477,3	627,2	1.122,4	507,2
2	385,1	526,8	665,5	1.048,6	647,4
3	387,4	545,7	722,1	1.179,1	753,2
4	384,5	570,6	735,1	1.264,9	835,4
5	362,0	557,2	712,2	1.353,2	859,1
6 a 8	361,6	519,4	664,4	1.272,7	806,6
9 a 15	415,0	418,9	587,5	1.159,8	736,9
16 ou mais		849,9		231,4	682,2
<b>Total</b>	367,0	536,5	699,5	1.209,7	738,3

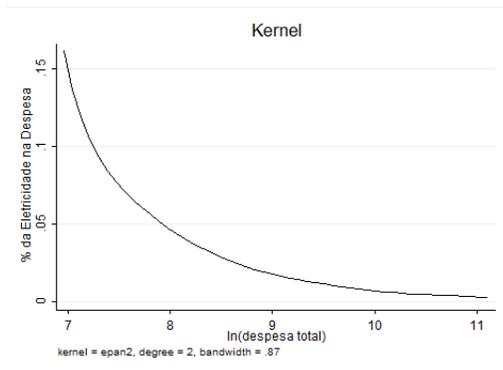
Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008)

A figura 6a aponta como a participação da despesa com energia elétrica reduz com o aumento da renda domiciliar. Além disso, também demonstra a relação inelástica dos domicílios com o consumo de energia elétrica, pois pode-se observar que a Curva de Engel é negativa. A curva foi estimada através do método não paramétrico de Kernel. Também é possível observar que a relação é não linear em trechos da curva, ao ponto em que aumentos na renda são associados com pequenas reduções na participação da despesa com eletricidade na despesa total. A não linearidade da curva está associada com a heterogeneidade dos domicílios, isto é, com diferentes composições familiares, como aponta as figuras 6b, 6c e 6d.

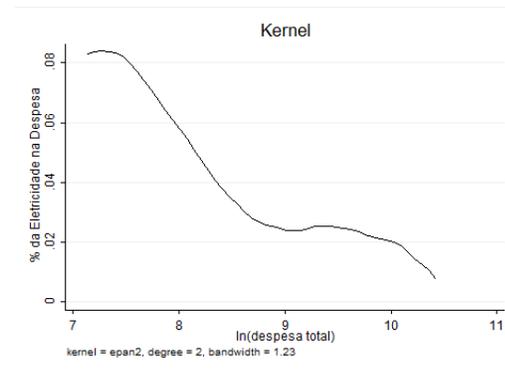
Outro determinante do uso de eletricidade residencial que guarda relação positiva é o estoque de eletrodomésticos, que por sua vez está associado com o tamanho do domicílio e com a renda. Através da figura 7 pode-se constatar que essa relação também é não linear. Além disso, há uma significativa dispersão nos dados observados, uma demonstração de que não é só a quantidade de eletrodomésticos que importa, mas a diferença no uso e a qualidade dos aparelhos também. Ou seja, diferenças de hábitos dos domicílios e a eficiência energética dos aparelhos são variáveis que possuem papel importante na demanda residencial de energia elétrica.

Os dados apresentados nesta seção trazem evidências de como diversas variáveis a nível domi-

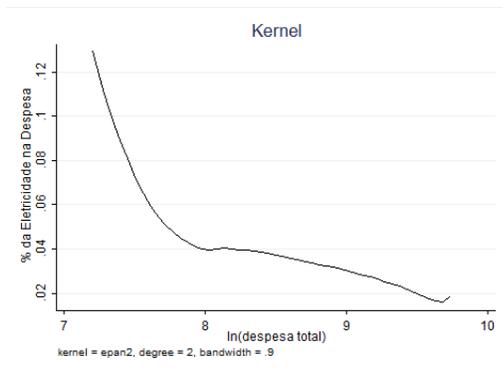
**Figura 6:** Curva de Engel Não-Paramétrica - Despesa com Eletricidade



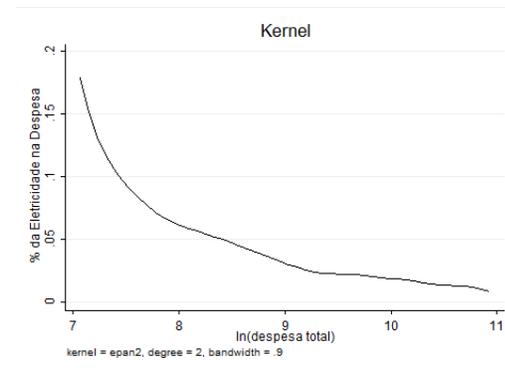
**(a)** Amostra completa



**(b)** Solteiro sem criança



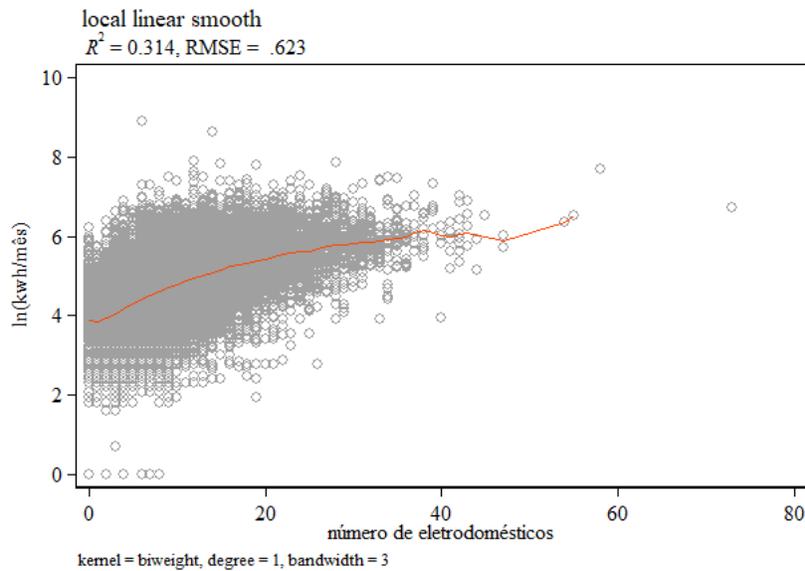
**(c)** Solteiro com uma criança



**(d)** Casal com duas crianças

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008).

**Figura 7:** Uso de eletricidade e estoque de eletrodomésticos.



Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008).

ciliar são fatores importantes no consumo residencial de energia elétrica. Os domicílios se diferenciam em função da composição familiar, do tamanho e do estoque de eletrodomésticos e essa diferenciação está associada com o comportamento no consumo de energia elétrica. As estatísticas demonstram a importância da economia de escala no domicílio e uma significativa diferenciação no consumo de energia elétrica em função da composição familiar, seja a presença de casal ou de criança. Também reforçam a não linearidade na relação entre a renda, o estoque de eletrodomésticos e o uso de energia.

## 3 Revisão da Literatura Empírica

Nesta seção é promovida uma sucinta revisão<sup>1</sup> da literatura empírica da demanda residencial de energia elétrica e ao final são analisados os principais resultados, diferenciando-os entre os estudos nacionais e os internacionais. Existem complexidades no que envolve aos condicionantes da demanda residencial de energia elétrica e as subseções seguintes apresentam as diversas formas que a literatura empírica aborda estas complexidades, desde as primeiras análises, que remetem às contribuições de Houthakker (1951) e Fisher (1962) elaboradas há mais de 60 anos.

As diversas abordagens referentes a estimação da demanda residencial apresentadas na literatura sobre o tema serão segmentadas em quatro seções: preço e renda, características do domicílio<sup>2</sup>, estoque de aparelhos e características da moradia. Essa divisão de seções se justifica por dois motivos: (i) são os principais determinantes do consumo residencial de energia elétrica, e; (ii) todas essas variáveis são fortemente relacionadas com as características do domicílio (com exceção do preço, que é determinado de forma exógena), inclusive, ao ponto de serem condicionadas pelo perfil econômico e demográfico do domicílio.

### 3.1 Preço e Renda

O principal objetivo em um estudo da demanda residencial de energia elétrica é estimar as respostas econômicas dos agentes. Por causa disso, as variáveis mais tradicionais na literatura são o preço e a renda (ou a despesa total como *proxy*) e, como consequência, o interesse recai sobre a

---

<sup>1</sup>Para revisões aprofundadas na literatura ver Espey e Espey (2004) e Labandeira et al. (2006) que desenvolveram estudos de meta-analysis.

<sup>2</sup>As características demográficas do domicílio são, regularmente, categorizadas pela literatura empírica em três grupos que englobam diversas variáveis: a composição familiar, o tamanho do domicílio e as características do chefe do domicílio. O conceito de características do domicílio, adotado por uma parcela da literatura empírica que utiliza microdados, acrescenta a renda às características demográficas. Neste estudo, o uso dos dois conceitos são considerados iguais em diversos casos.

estimação das respectivas elasticidades. Esta seção revisa estudos selecionados que são referência na literatura, sobretudo a nacional, ou que contribuíram significativamente para a evolução das soluções empíricas deste problema econômico.

O estudo pioneiro de Dubin e McFadden (1984) com microdados de 3.249 domicílios dos Estados Unidos (EUA), do ano de 1975, tornou-se uma referência na literatura por ter estimado a demanda por eletricidade condicionada ao inventário de eletrodomésticos. A elasticidade renda estimada variou em um intervalo de 0,008 a 0,079 e a elasticidade preço entre  $-0,197$  e  $-0,310$ , a depender da forma funcional adotada. No mesmo ano de publicação deste estudo Modiano (1984) apresentou a primeira análise empírica para a demanda residencial de energia elétrica no Brasil.

Modiano (1984) adotou dois modelos de séries temporais: um com suposto de ajustamento instantâneo do consumo à demanda; e outro com pressuposto de ajustamento parcial. A amostra é restrita, com poucas observações anuais, para o período de 1963 à 1981. As estimativas das elasticidades-preço e renda no curto prazo foram de  $-0,118$  e de  $0,332$  e no longo prazo foram de  $-0,403$  e de  $1,130$ . Portanto, a demanda seria elástica no longo prazo, conclusão refutada em estudos posteriores da literatura nacional e, segundo Schmidt e Lima (2004), por causa do problema da simultaneidade.

A comparação dos dois trabalhos da mesma época, Dubin e McFadden (1984) e Modiano (1984), evidencia a diferença existente na elasticidade-renda. Além da diferença associada às regiões analisadas a adoção de um modelo de demanda condicional pode explicar a diferença na elasticidade-renda. Para fins de comparação, Silk e Joutz (1997) estimou elasticidade-renda de  $0,3854$  no curto prazo, com dados de 1949 a 1993 dos EUA, portanto, com série temporal o valor é mais próximo do estimado por Modiano (1984).

A análise de Modiano (1984) foi revisada por Andrade e Lobão (1997) e Schmidt e Lima (2004) com séries temporais mais longas para o Brasil, estendendo-a até 1995 e 1999, respectivamente. Em ambos os estudos foi utilizado o Vetor Autorregressivo (VAR) com o consumo total residencial como a variável dependente e a tarifa média residencial, um índice de bens de consumo duráveis e a renda familiar como as variáveis explicativas. Os resultados divergiram significativamente do estudo anterior, as elasticidades-preço estimadas foram próximas, de  $-0,051$  e  $-0,085$ , enquanto que as elasticidades-renda foram divergentes, de  $0,213$  e  $0,539$ , respectivamente. Esses resultados são próximos dos estimados em estudos com recorte regional para o Brasil e que também utilizaram

séries temporais, mas para diferentes períodos.

Esse é o caso de Garcez e Ghirardi (2003), que utilizaram dados mensais do consumo de eletricidade residencial no Estado da Bahia para o período 1994-2002. As estimativas das elasticidades-preço e renda para o mercado baiano variaram entre  $-0,03$  a  $-0,07$  para a primeira e  $0,127$  a  $0,394$  para a segunda. Os autores destacam que o comportamento inelástico seria acentuado para a Bahia, porém, a adoção de dados mensais pode ter contribuído para os valores baixos de elasticidades-preço, porque os preços variam pouco ao longo do ano no período do estudo, geralmente apenas uma vez por ano.

Outros três estudos com recorte regional merecem destaque na literatura nacional, Mattos e Lima (2005), Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009). O primeiro estimou a demanda de energia elétrica para o estado de Minas Gerais no período de 1970 a 2002. A metodologia adotada foi a de co-integração com Correção de Erros Vetoriais (VEC). As estimativas foram de  $0,532$  para a elasticidade-renda e  $-0,258$  para a preço, ambas calculadas para o comportamento no longo-prazo.

Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009) utilizaram a mesma base de dados composta por séries temporais para a região Nordeste entre 1970 e 2003, mas com metodologias distintas, VEC e MQO dinâmico (DOLS), respectivamente. As elasticidades no longo-prazo foram  $-0,412$  e  $-0,687$  para preço e  $1,400^3$  e  $0,684$ . Portanto, o consumidor nordestino seria mais elástico no longo prazo do que os consumidores mineiros e do que a média nacional. Além disso, os valores baixos de elasticidade reportados por Garcez e Ghirardi (2003) para o Estado da Bahia são distintos dos valores calculados para a região Nordeste, apesar das semelhanças sociodemográficas.

Essa tradição de metodologia de séries temporais na estimação da demanda de eletricidade no Brasil foi retomada com Villareal e Moreira (2016). Os dados são do período de 1985 a 2013, portanto, com o início da base de dados diferente dos estudos anteriores. Variáveis como o número de domicílios e a crise energética de 2001 foram incluídas como controle. Os resultados das elasticidades-renda e preço considerando a presença dessas variáveis no modelo foram de  $0,189$  e  $-0,230$ , enquanto que na ausência da variável *dummy* do ano de 2001 essas elasticidades possuem o dobro do valor. Portanto, a elasticidade-renda, no longo-prazo, foi a menor estimada para o Brasil, o que pode demonstrar uma mudança do consumidor no período recente, em direção à um

---

<sup>3</sup>O maior valor para a elasticidade-renda entre os estudos selecionados na revisão de literatura.

comportamento mais inelástico.

A análise da demanda de energia elétrica não se limitou aos dados agregados, como demonstrado anteriormente. Na literatura nacional, poucos estudos utilizaram microdados, como Hollanda et al. (2010), Costa (2013) e Uhr e Uhr (2017), mas na literatura internacional esta configuração de dados foi extensivamente utilizada, sobretudo, nos estudos mais recentes (ver Baker et al. (1989), Filippini e Pachauri (2004), Brounen et al. (2013), Sun e Ouyang (2016), Belaïd (2016) e Schulte e Heindl (2017)). A adoção dos microdados na literatura internacional ampliou as análises para além do cálculo das elasticidades na média e das previsões de demanda, comum entre os trabalhos com dados agregados. O uso de microdados permitiu acessar impactos no bem-estar, estimar elasticidades para diferentes grupos de consumidores e diferenciar os efeitos diretos dos indiretos.

Na literatura internacional, Filippini e Pachauri (2004), Brounen et al. (2012) e Belaïd (2016) utilizaram dados desagregados. Porém, todo o potencial que a diversidade de variáveis que esse tipo de base de dados oferece não foi utilizada nesses estudos. Variáveis como as características do domicílio, da moradia, da região, do clima e os bens substitutos, foram adotadas apenas como variáveis de controle. O potencial das variáveis não foi utilizado devido a adoção de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), portanto, configura-se como uma limitação desses estudos.

Em Filippini e Pachauri (2004), as elasticidades-preço calculadas para a Índia foram:  $-0,292$  no verão;  $-0,416$  no inverno e;  $-0,507$  no período de monção. As elasticidades-renda para as três estações foram respectivamente  $0,632$ ,  $0,637$  e  $0,604$ . Em um exercício para a Holanda, Brounen et al. (2013) estimou a elasticidade-renda com dados da Holanda de 2011 e o valor obtido foi de  $0,165$ , valor baixo em comparação com outros estudos. Por fim, Belaïd (2016) estimou elasticidades-preço e renda para a França em  $-0,61$ , a maior dentre os estudos internacionais, e  $0,007$ .

No Brasil, o primeiro estudo que utilizou microdados foi Hollanda et al. (2010). Quatro modelos foram testados e apenas o modelo de dois-estágios, com o primeiro estágio para a escolha do inventário de eletrodomésticos, apresentou elasticidade-preço estatisticamente e economicamente significativa: para o quartil de menor renda,  $-0,136$ , e para o quartil de maior renda  $-0,164$ . Uhr e Uhr (2017), também utilizou microdados, e calculou elasticidade-preço significativamente maior, de  $-0,504$ . O estudo é limitado à região metropolitana de São Paulo, porém foi composto por um painel de 1998 a 2013, o que permitiu controlar por efeitos fixos temporais, domiciliares e

familiares e por controles variam no tempo: características da moradia, estoque de eletrodomésticos, características demográficas e variáveis de benefício social. A elasticidade-renda também foi calculada e apresentou valor próximo dos reportados em estudos anteriores, de 0,205.

Outros estudos utilizaram dados em painel porém com dados agregados. Gomes (2010), estima as elasticidades-preço, de  $-0,111$ , e renda, de  $0,102$ , com dados de 63 áreas de concessão de distribuidoras de energia elétrica no Brasil para o período de 1999 a 2006. O método de Efeito Fixo pode ter contribuído para a estimação de elasticidades baixas. Okajima e Okajima (2013), adota um modelo GMM para modelar o comportamento do consumidor japonês, com objetivo de evitar o problema de simultaneidade. As elasticidades são maiores do que as estimadas em Gomes (2010), de  $0,397$  para o preço e de  $0,209$  para a renda. Filippini e Hunt (2012) também estima elasticidades-preço ( $-0,12$ ) e renda ( $0,22$ ) com dados agregados e em painel, entretanto, no contexto de estimação da eficiência da demanda residencial de energia elétrica para os EUA.

Alguns estudos na literatura internacional, como Baker et al. (1989), Curtis e Stanley (2016), Sun e Ouyang (2016) e Schulte e Heindl (2017), experimentaram alguma versão de modelo de sistemas de equações de demanda, método largamente adotado em outras áreas da microeconomia aplicada, mas pouco utilizado para estimação da demanda de energia. Enquanto Curtis e Stanley (2016) utilizou dados agregados da Irlanda, os outros estudos adotaram microdados, para o Reino Unido, China e a Alemanha, respectivamente.

A análise promovida em Baker et al. (1989) é uma tentativa de reproduzir o trabalho de Dubin e McFadden (1984), de modelo de dois estágios do orçamento doméstico condicionado à posse de eletrodoméstico, com os dados do Reino Unido e uma especificação de sistema de equações de demanda de energia residencial que combina termo quadrático com variáveis demográficas. O resultado foi a elasticidade-renda de  $0,186$  e a elasticidade-preço de  $-0,540$ . Sun e Ouyang (2016) estimou um sistema de equações de demanda da energia residencial, com o método LA-AIDS (*Linear Approximate Almost Ideal Demand System*), com uma base de dados de apenas 1.032 domicílios do ano de 2013. As elasticidades-preço e renda calculadas foram de  $-0,387$  e  $0,626$  respectivamente, o que evidencia uma elasticidade-renda alta. Em Curtis e Stanley (2016) um sistema quadrático com correção de erros foi utilizado para estimar o sistema de demanda de energia residencial, devido ao grande intervalo temporal. A elasticidade-preço estimada foi de  $-0,20$ , mas a elasticidade-renda não foi estatisticamente significativa.

No estudo de Schulte e Heindl (2017) há algumas vantagens em relação aos estudos apresentados anteriormente. Em relação à metodologia a principal é a incorporação de características do domicílio, através de variáveis demográficas, em um sistema de demanda não-linear. A base de dados conta mais de 60.000 domicílios, distribuídos em quatro anos. Na média, a elasticidade preço estimada foi de  $-0,4310$  e a elasticidade renda foi de  $0,3988$ , portanto, uma elasticidade-renda menor do que a estimada no estudo chinês. Além das estimações na média, os autores também calcularam as elasticidades para os quartis e os resultados foram distintos dos obtidos por Sun e Ouyang (2016), uma vez que os consumidores de baixa renda são mais inelásticos. Os domicílios do quartil de maior renda são três vezes mais preço-elásticos do que os consumidores do quartil de menor renda.

## 3.2 Características do Domicílio

A mensuração dos efeitos das características do domicílio é complexa, necessita de microdados - informações mais detalhadas - e recebeu menos atenção na literatura empírica. Os diferentes grupos demográficos possuem padrões de vida distintos e, por isso, espera-se que o consumo de energia elétrica seja diferente. Esta hipótese esteve presente em diversos estudos através da modelagem dos efeitos indiretos e diretos no uso de energia ou na estimação da demanda condicionada (ver Baker et al. (1989), Filippini e Pachauri (2004), Brounen et al. (2012), Hollanda et al. (2010), Estiri (2014), Belaïd (2017), Bardazzi e Paziienza (2017) e Schulte e Heindl (2017)).

Em relação à idade do domicílio, que é medida através do chefe do domicílio, Baker et al. (1989) demonstra que domicílios em que o chefe tem mais de 65 anos o comportamento é menos elástico do que a média tanto em relação à preço quanto à renda. Bardazzi e Paziienza (2017) evidencia que os domicílios chefiados por idosos (a partir dos 60 anos de idade) demandam menos eletricidade do que os mais novos e que esse efeito é mais acentuado nas gerações mais antigas.

Não há consenso na literatura empírica sobre o efeito da presença de criança no domicílio nas elasticidades-preço e renda. Enquanto Baker et al. (1989) demonstra que domicílios com criança são mais elásticos à preço e renda no Reino Unido, Schulte e Heindl (2017) em estudo recente para a Alemanha obtém evidências contrárias, de que tanto solteiros quanto casais com crianças são levemente menos elásticos à preço e renda e que isso resultaria em impactos no bem-estar

maiores para esses domicílios em função da elevação nas tarifas, com conseqüente aumento na desigualdade. Schulte e Heindl (2017) também reporta evidências de que casais são mais elásticos do que os solteiros e de que a economia de escala é heterogênea, pois um domicílio com casal tem consumo equivalente à 1,57 de um domicílio com solteiro sem criança, enquanto que um domicílio com casal e uma criança é equivalente à 1,78 da mesma referência.

Brounen et al. (2012) analisaram como a demanda por eletricidade é determinada por algumas características do domicílio como a idade, a origem e o gênero dos moradores e o tamanho do domicílio. Dentre os resultados obtidos pelos autores destaca-se que: os domicílios com crianças consomem um quinto a mais do que os domicílios sem criança e esse efeito aumenta na medida em que elas envelhecem; existem economias de escala no domicílio e para cada ocupante adicional há uma redução de 18% no consumo per capita e; o consumo é menor em domicílios com maior presença de mulheres e imigrantes. Além disso, os resultados indicaram que as características do domicílio (incluindo a renda) possuem um impacto maior no consumo de eletricidade do que as características da moradia.

Essa evidência é corroborada em Estiri (2014), que analisa o comportamento do consumidor norte-americano através de um *Structural Equation Model* (SEM) e separa os efeitos diretos e indiretos das características do domicílio. A primeira variável latente é composta pela renda anual domiciliar, pelo status civil dos indivíduos, pelo tamanho do domicílio e pelo número de adultos. A segunda é formada por atributos da residência como a densidade, o número de cômodos e o tamanho. O efeito direto estimado das características do domicílio sobre o consumo de energia residencial é de 0,10 unidade padrão. O efeito indireto através das características da residência é de 0,53 (efeito total de 0,63). Esse efeito é decorrente de um impacto sobre as características da residência de 0,74, o que sugere que um aumento no domicílio é acompanhado por aumento na residência e no consumo de energia simultaneamente.

Belaïd (2017) utiliza metodologia similar a de Estiri (2014), porém para a França. Para a variável latente das características do domicílio o efeito estimado total sobre o consumo de energia residencial é de 0,29, isto é, um desvio padrão na variável latente implica em um aumento padrão de 0,29 no consumo de energia, portanto, valor menor que o de Estiri (2014). Esse efeito total é consequência de um efeito direto de 0,07 e de um efeito indireto através das características da moradia de 0,158. A separação dos efeitos direto e indireto das características do domicílio foi

a principal contribuição apresentada no estudo, uma vez que essa estratégia evidenciou como as características do domicílio possuem um efeito direto pequeno mas um efeito indireto grande.

### 3.3 Estoque de Aparelhos

O bem-estar que a eletricidade promove no dia-a-dia das pessoas é originado dos serviços prestados pelos eletrodomésticos, como a iluminação, o controle da temperatura, o processamento de alimentos e o entretenimento, por exemplo. Como consequência, a demanda residencial de energia elétrica é uma demanda condicionada pelo estoque de eletrodomésticos. As variações no estoque implicam em alterações na forma de consumir energia elétrica no domicílio. Por isso, padrões distintos de estoques de aparelhos explicam padrões de consumo de eletricidade diferentes, sejam essas diferenças no tempo ou entre os domicílios. Essa relação determina a sensibilidade da demanda aos preços e à renda (Dubin e McFadden (1984)) e também o nível de eficiência da demanda de eletricidade (Herring (2006)).

Alguns estudos nacionais com séries temporais recorrem aos índices de preços dos eletrodomésticos como uma forma de controlar o efeito do ajuste do estoque de aparelhos eletrodomésticos na relação entre a tarifa e o consumo de energia elétrica (ver Modiano (1984), Andrade e Lobão (1997), Schmidt e Lima (2004) e Mattos e Lima (2005)). Em especial, Schmidt e Lima (2004) evidenciam como a elasticidade do preço dos eletrodomésticos é mais acentuada do que a da tarifa de energia elétrica para o Brasil. De acordo com as estimações dos autores a sensibilidade seria quase o dobro,  $-0,148$  contra  $-0,085$ . Na contramão desta literatura, Villareal e Moreira (2016) rejeita estatisticamente esta variável e não adota no modelo.

Dubin e McFadden (1984) estimou uma demanda condicionada através de modelos que conjugam a demanda por bens duráveis e o uso de energia elétrica, contando também com a escolha por aquecedores de ambiente, aquecedores de água e pelo ajuste no inventário de eletrodomésticos. Nas estimações com as variáveis de eletrodomésticos o viés é reduzido. A elasticidade-preço é menor e a elasticidade-renda é maior quando modelado o ajuste no inventário de eletrodomésticos do domicílio. Reiss e White (2005) estima a demanda condicionada para a Califórnia nos EUA e demonstra que a elasticidade-preço é significativamente maior nos domicílios com aquecedores elétricos de ambiente. No Brasil, Hollanda et al. (2010) recorreu à estratégia semelhante

e estimou a demanda de energia condicionada com um modelo em dois estágios, com o primeiro estágio modelando a escolha por um inventário eletro-intensivo, a elasticidade-preço é menor e a elasticidade-renda é maior neste modelo em comparação com modelo que não adota esta especificação.

### 3.4 Características da Moradia

As características da moradia estão associadas ao uso de energia elétrica, uma vez que moradias maiores exigem maior uso de eletricidade para iluminação e controle de temperatura, por exemplo. Diversos estudos utilizam alguma variável que mensura o tamanho do domicílio seja uma medida direta, como a metragem, ou indireta, como o número de cômodos, de quartos e de banheiros. As variáveis são recorrentemente utilizadas como controle em uma estimação, portanto, sem o interesse empírico sobre o efeito associado às características da moradia (ver Baker et al. (1989), Filippini e Pachauri (2004), Reiss e White (2005) e Hollanda et al. (2010)).

Estiri (2014) e Belaïd (2017) aplicam modelos estruturais para estimar o efeito direto de características da moradia sobre o uso de eletricidade. Estiri (2014) estima um efeito positivo da variável latente dos atributos residenciais, com as variáveis observadas de metragem, de número de cômodos e de tipo da residência. O parâmetro estimado demonstra que um aumento padrão no tamanho da moradia implica em um aumento de 0,72 desvio-padrão no uso de energia residencial total ao ano. Esse impacto é sete vezes maior do que o impacto direto estimado das características do domicílio. Belaïd (2017) estima um efeito direto de 0,429, em que as variáveis observadas são a metragem, o status da propriedade, a residência reformada, a moradia coletiva e o aquecimento coletivo. Nos dois estudos citados anteriormente o efeito direto da moradia é parcialmente explicado por um efeito indireto das características do domicílio.

A idade da moradia também é um determinante do uso de energia elétrica, sobretudo através do efeito *lock-in* na tecnologia, seja na iluminação ou no controle de temperatura do ambiente. Brounen et al. (2012) demonstra como as residências mais antigas da Holanda consomem mais eletricidade, mesmo após controlar por variáveis econômicas e demográficas. Costa e Kahn (2011) não apenas demonstra esta relação como evidencia que a provável causa do maior consumo de energia nas moradias mais antigas foi o menor preço da energia no período em que a residência

foi construída, i.e. a tarifa de eletricidade mais barata provoca um efeito no longo prazo porque altera os incentivos no curto prazo para a construção de uma moradia mais eficiente no uso de eletricidade.

### 3.5 Literatura Nacional

Nos estudos que estimaram a demanda residencial de energia elétrica para o Brasil a elasticidade-preço no curto-prazo varia entre 0,03 e 0,504, com média de 0,17. A elasticidade-renda, ou elasticidade-despesa como *proxy*, varia entre 0,013 e 0,394, com média de 0,20. A literatura nacional frequentemente utilizou dados agregados em séries temporais e, por consequência, métodos VAR e VEC, porém, não se pode falar em um consenso na literatura quanto ao método ou a forma funcional. A utilização de tais métodos não permite explorar os benefícios das variáveis a nível domiciliar na estimação da demanda.

**Tabela 9:** Elasticidades-preço e renda - Estudos Nacionais

Autor	Período	Método	Preço (-)		Renda	
			CP	LP	CP	LP
Modiano (1984)	1963-81	OLS	0,118	0,403	0,332	1,130
Andrade e Lobão (1997)	1963-95	VAR	0,058	0,051	0,212	0,213
Garcez e Ghirardi (2003)	1994-02	VAR	0,03-0,07		0,127-0,394	
Schmidt e Lima (2004)	1969-99	VEC		0,085		0,539
Mattos e Lima (2005)	1970-02	VEC		0,258		0,532
Siqueira et al. (2006)	1970-2003	VEC	0,298	0,412	0,181	1,400
Irfi et al. (2009)	1970-2003	DOLS	0,208	0,687	0,013	0,684
Gomes (2010)	1999-06	FE	0,111		0,102	
Hollanda et al. (2010)	2002-03	2SLS	0,134-0,164			
Villareal e Moreira (2016)	2008-13	OLS		0,230		0,189
Uhr e Uhr (2017)	1988-13	FE	0,504		0,205	

CP: curto-prazo; LP: longo-prazo.

A metodologia de sistema de equações de demanda ainda não foi aplicada com sucesso para estimar a demanda por eletricidade, como pode ser visualizada pela tabela 9, diferentemente da literatura internacional que recentemente à adotou. Dois estudos utilizaram microdados e por isso exploraram os benefícios da estimação da demanda no nível domiciliar, Hollanda et al. (2010) e Uhr e Uhr (2017). Entretanto, o primeiro adotou um modelo de dois estágios, o que prejudicou a

estimação da elasticidade-renda, e o segundo um painel, o que impossibilitou a estimação de uma demanda condicionada.

### 3.6 Literatura Internacional

Na literatura internacional da demanda residencial de energia elétrica não se pode falar em consenso, seja em métodos, em dados ou em resultados. O uso de microdados é mais comum do que na literatura nacional e tornou-se mais recorrente nos estudos mais recentes. Os modelos de sistema de equações de demanda substituíram os modelos de dois estágios nas análises de demanda de energia promovidas recentemente. A melhor adequação à modelagem da demanda condicionada e outras vantagens à análise da demanda, como a avaliação do bem-estar, podem ser os motivos por trás desta mudança.

**Tabela 10:** Elasticidades-preço e renda - Estudos Internacionais

Autor	Período	País	Método	Preço (-)		Renda	
				CP	LP	CP	LP
Dubin e McFadden (1984)	1975	EUA	2SLS/IV	0,004-0,31		0,008-0,08	
Baker et al. (1989)	1972-83	RU	2SLS*	0,540		0,186	
Silk e Joutz (1997)	1949-93	EUA	VAR	0,280	0,48	0,385	0,52
Filippini e Pachauri (2004)	1993-94	IND	OLS	0,292-0,51		0,604-0,64	
Reiss e White (2005)	1993-97	EUA	GMM	0,39			
Filippini e Hunt (2012)	1995-07	EUA	MREM		0,12		0,22
Brounen et al. (2013)	2008-09	HOL	OLS			0,165	
Okajima e Okajima (2013)	1990-07	JAP	GMM	0,397	0,49	0,209	
Sun e Ouyang (2016)	2013	CHN	AIDS	0,387		0,626	
Curtis e Stanley (2016)	1970-13	IRL	QUAIDS	0,200			
Belaïd (2016)	2006	FRA	OLS	0,61		0,007	
Schulte e Heindl (2017)	1993-08	ALE	QES	0,431		0,399	

\* Modelo de despesa em dois estágios com sistema de equações de demanda.

CP: curto-prazo; LP: longo-prazo.

A tabela 10 apresenta resumo das elasticidades, dos métodos e dos períodos de análise dos estudos internacionais selecionados. A elasticidade-preço no curto prazo varia entre 0,004 e 0,61, com média de 0,34. A elasticidade-renda varia entre 0,008 e 0,64, enquanto que a média para os estudos selecionados é de 0,29.

## **4 Um Sistema de Demanda Residencial de Energia Elétrica para o Brasil**

### **4.1 Metodologia**

A discussão proposta na revisão da literatura empírica, seção 3, evidencia que a demanda de energia elétrica deriva da demanda dos moradores do domicílio pelos serviços elétricos fornecidos pelos aparelhos eletrodomésticos, tais como, controle de temperatura, iluminação, aquecimento de água e a conservação e a preparação dos alimentos. Nesse contexto, a eletricidade é um insumo fundamental para o processo produtivo domiciliar, i.e., para a produção de bens e serviços domésticos. A teoria da produção domiciliar, ver Deaton e Muellbauer (1980b) para um aprofundamento, estabelece as bases teóricas para a adequada interpretação da demanda residencial de eletricidade como uma função de demanda por insumo, condicionada pelas características do domicílio, da moradia, dos eletrodomésticos, entre outras variáveis.

A metodologia utilizada nesta seção tem como objetivo garantir a estimação de um sistema de demanda completo baseado na teoria da produção domiciliar. Esse sistema deve ser composto por uma equação de demanda para cada bem e que satisfaça às condições teóricas, mesmo sob a condição de uma base de dados com pequena variação nos preços e formada por microdados de uma pesquisa de orçamento domiciliar com um número reduzido de períodos.

#### **4.1.1 Sistemas de Demanda**

O uso de sistemas de demanda é recorrente na literatura microeconômica aplicada e sua tradição está associada à análise do comportamento do consumidor. Uma das grandes vantagens no uso de um sistema de demanda completo, i.e. composto pelas diversas categorias de consumo de um

domicílio, é que a incorporação da restrição orçamentária garante que o efeito de um aumento na despesa em uma categoria de consumo seja compensado pela redução de outras despesas, ou seja, o sistema captura a realocação orçamentária.

Existem muitas especificações de sistemas de demanda, desde um sistema linear e pouco flexível como o *Linear Expenditure System* (LES), do Stone (1954), até um sistema com maior grau de flexibilidade na despesa total como o *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS), proposto por Banks et al. (1997). A escolha da especificação do sistema a ser adotado está associada ao problema de pesquisa, a facilidade na estimação e a satisfação dos critérios teóricos, devido ao uso na estimação de demandas de consumo. Os critérios, ou condições de integrabilidade, definem quatro condições que um modelo de demanda teoricamente plausível necessita satisfazer:

1. *Positividade*: as demandas devem ser não-negativas;
2. *Aditividade*: a despesa total é o somatório dos produtos dos preços e das quantidades demandadas,  $m = \mathbf{p}' \cdot \mathbf{q}(\mathbf{p}, m)$ ,  $\mathbf{p}' = (p_1, \dots, p_n)$  é o vetor de preços para os  $n$  grupos de bens,  $\mathbf{q}' = (q_1, \dots, q_n)$  as quantidades demandadas;
3. *Homogeneidade de grau zero* em  $(\mathbf{p}, m)$ , i.e.,  $\mathbf{q}(\mathbf{p}, m) = \mathbf{q}(t\mathbf{p}, tm)$ ;
4. A *matriz de Slutsky* é simétrica e negativa semi-definida.

Uma das especificações de sistema de demanda que atende aos quatro critérios elencados acima é o *Almost Ideal Demand System* (AIDS), proposto primeiramente por Deaton e Muellbauer (1980a). O modelo AIDS, em sua forma generalizada, além de satisfazer aos critérios de um sistema de demanda, possui uma forma funcional muito flexível e sua estimação é simples. Provavelmente, por causa dessas características é a especificação de sistema de demanda mais popular (CURTIS; STANLEY, 2016).

#### **4.1.2 O Almost Ideal Demand System**

O modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS) pode ser derivado de uma aproximação de segunda ordem de qualquer função despesa e, por isso, é uma especificação flexível de um sistema de equações de demanda domiciliar. Outra vantagem na estimação de um AIDS é que o alto número de parâmetros estimados garante a identificação de todas as elasticidades.

Assume-se que o comportamento do consumidor é de um agente econômico racional representativo, neste caso, um domicílio que minimiza a despesa total dados os níveis de preço e utilidade. No AIDS, a satisfação desses supostos passa pelo atendimento das restrições teóricas apresentadas em 4.1.1. As restrições podem ser testadas ou impostas no procedimento de estimação escolhido.

A função despesa em um modelo AIDS é do tipo PIGLOG - *Price Independent Generalized Logarithmic*, que pertence à uma classe de preferências que apresenta uma vantagem significativa em análises de bem-estar: satisfaz as condições necessárias para agregação entre os consumidores. Se o comportamento do domicílio satisfaz as restrições teóricas, então atende às condições da PIGLOG.

A função despesa<sup>1</sup> do AIDS é:

$$\ln e(u, \mathbf{p}) = (1 - u) \ln a(\mathbf{p}) + u \ln b(\mathbf{p}) \quad (4.1)$$

tal que  $\mathbf{p}$  é o vetor de preços e  $u$  é a utilidade com intervalo entre 0 (subsistência) e 1 (felicidade). Por um lado, se  $u = 0$  implica que a utilidade do consumo domiciliar de energia elétrica apenas satisfaz as necessidades básicas, por outro lado, se  $u = 1$  a utilidade é máxima. As funções lineares e homogêneas  $\ln a(\mathbf{p})$  e  $\ln b(\mathbf{p})$  são, portanto, as representações da menor despesa que atende ao consumo de subsistência e à utilidade máxima, respectivamente.

As funções  $a(\mathbf{p})$  e  $b(\mathbf{p})$  são definidas pelas equações 4.2 e 4.3, apresentadas a seguir:

$$\ln a(\mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j \quad (4.2)$$

$$\ln b(\mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4.3)$$

em que  $\ln a(\mathbf{p})$  é uma função logarítmica transcendental, conforme definida por Deaton e Muellbauer (1980a).

Após alguma manipulação, com a inclusão das equações 4.2 e 4.3, a função despesa, em sua

---

<sup>1</sup>A derivação do modelo nesta seção segue Deaton e Muellbauer (1980a) e Sun e Ouyang (2016)

forma logarítmica e parametrizada, para um modelo AIDS é definida da seguinte forma:

$$\ln e(u, \mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + u \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4.4)$$

Os parâmetros  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$  e  $\gamma_{ij}$  são estimados, conforme seção 4.2.5, e utilizados no cálculo das elasticidades apresentadas na seção 4.1.5. A função  $\ln e(u, \mathbf{p})$ , eq. 4.4, será linearmente homogênea em  $\mathbf{p}$ , uma vez que sejam satisfeitas as condições  $\sum_i \alpha_i = 1$ ,  $\sum_j \gamma_{ij}^* = \sum_i \gamma_{ji}^* = \sum_j \beta_j = 0$ .

A escolha das formas funcionais das funções  $\ln a(\mathbf{p})$  e  $\ln b(\mathbf{p})$  atendem dois critérios: a flexibilidade, que é garantida por causa do grande número de parâmetros, e; a construção de um sistema de funções de demanda com as propriedades desejadas enumeradas na 4.1.1 e discutida na seção 4.2.5.

Uma vez definida a função despesa, pode-se derivar as funções demanda diretamente da equação 4.4, através do lema de Shepard (1953), pois a demanda compensada ótima é igual à derivada parcial da função despesa com respeito ao preço. Consequentemente, a função da demanda domiciliar por eletricidade (para  $i = 1$ ) pode ser derivada da seguinte forma:

$$q_i = \partial e(u, \mathbf{p}) / \partial p_i \quad (4.5)$$

Após multiplicar 4.5 por  $p_i/e(u, \mathbf{p})$  em ambos os lados, tem-se:

$$\frac{\partial \ln e(u, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i} \cdot \frac{p_i q_i}{e(u, \mathbf{p})} = s_i \quad (4.6)$$

O termo  $s_i$  representa a participação da despesa do bem  $i$  no orçamento domiciliar. Especificamente, quando  $i = 1$ ,  $s_1$  será a participação da despesa com energia elétrica na despesa total. Aplicando uma diferenciação logarítmica na equação 4.19 tem-se a participação do bem  $i$  como função da utilidade e dos preços:

$$s_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4.7)$$

$$\text{tal que, } \gamma_{ij} = 1/2(\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$$

A função despesa  $e(u, \mathbf{p})$  será igual à despesa total  $m$  se o domicílio for maximizador de utilidade. Consequentemente, por dualidade, pode-se obter a função de utilidade indireta como

função dos preços e da despesa total tomando a inversa de 4.4. Substituindo-a na equação 4.7, de participação no orçamento, são obtidas as funções de demanda do modelo AIDS na forma de participação orçamentária:

$$s_i(\mathbf{p}, m) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m/a(\mathbf{p})) \quad (4.8)$$

Na equação 4.8  $\ln a(\mathbf{p})$  é um índice de preços, logo,  $\ln(m/a(\mathbf{p}))$  é a despesa total real, enquanto que  $\beta_i$  captura o efeito desta variável para cada bem  $i$ . O parâmetro  $\alpha_i$  representa um consumo de subsistência do bem  $i$ , na forma de participação na despesa, e os parâmetros  $\gamma_{ij}$  capturam os efeitos (próprios e cruzados) dos preços.

Algumas extensões foram desenvolvidas para o modelo básico, sumarizado no conjunto de equações em 4.8, como a inclusão de variáveis demográficas, proposta por Ray (1983), e a especificação logarítmica quadrática, proposta por Banks et al. (1997). A combinação dessas extensões cria uma forma generalizada, o QUAIDS demográfico. Portanto, o AIDS está contido no modelo geral e pode ser configurado como um forma reduzida da versão generalizada. O modelo na forma generalizada será desenvolvido nas seções a seguir.

### 4.1.3 *Quadratic AIDS*

Banks et al. (1997) demonstraram como as curvas de Engel podem assumir formas não lineares para grupos de renda distintos. Na presença dessa relação não linear a utilização de um modelo AIDS, como apresentado na seção 4.8, resulta em uma interpretação menos precisa do comportamento dos domicílios, uma vez que este modelo assume curva de Engel na forma de participação orçamentária linear no logaritmo da despesa total. A literatura empírica sobre demanda de energia elétrica demonstrou que é factível a existência de relação não linear entre a despesa total e a demanda de eletricidade (e.g. Schulte e Heindl (2017)). As evidências apresentadas na seção 2.3 para o Brasil corroboram essa relação.

A possibilidade da relação não linear entre a renda e o consumo de energia elétrica exige, portanto, adoção de uma versão não linear de sistema de equações de demanda. Propõe-se a versão desenvolvida por Banks et al. (1997) para um sistema de equações de demanda porque contem, de forma aninhada, o AIDS, o que facilita as comparações de resultados e os testes de

forma funcional. A equação de demanda na forma geral é:

$$s_i = A_i(\mathbf{p}) + B_i(\mathbf{p}) \ln x + C_i(\mathbf{p})g(x) \quad (4.9)$$

essa função de demanda está associada a uma função de utilidade indireta:

$$\ln V(m, \mathbf{p}) = \left[ \left[ \frac{\ln m - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})} \right]^{-1} + \lambda(\mathbf{p}) \right]^{-1} \quad (4.10)$$

em que o termo  $(\ln m - \ln a(\mathbf{p}))/b(\mathbf{p})$  é a PIGLOG definida na equação 4.1, logo, quando o termo  $\lambda(\mathbf{p}) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \ln p_i$  não for dependente dos preços, o que pode ser testado na estimação, a função de utilidade indireta é idêntica a adotada no AIDS.

Aplicando-se a identidade de Roy em 4.9, pode-se obter a função demanda a partir da utilidade indireta, neste caso, no formato de participação orçamentária:

$$s_i(\mathbf{p}, m) = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m/a(\mathbf{p})) + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})} (\ln(m/a(\mathbf{p})))^2 \quad (4.11)$$

que é o modelo QUAIDS.

#### 4.1.4 QUAIDS com Variáveis Demográficas

Os domicílios se diferenciam em função de suas características, tais como idade, tamanho, ocupação e educação. Espera-se, portanto, que domicílios com características distintas possuam escolhas diferentes a respeito da alocação do orçamento. As análises apresentadas na seção 2.3 e as evidências empíricas observadas na seção 3 permitem conjecturar que o consumo de energia elétrica depende das diferentes características do domicílio, isto é, os diferentes padrões domiciliares, como o número de moradores, a composição familiar e o comportamento, resultam em quantidades distintas de energia elétrica utilizada.

Portanto, a demanda por energia elétrica pode ser modelada não apenas em função dos preços e da renda, mas também em função das características do domicílio, ou como são definidas na literatura de sistemas de demanda, as variáveis demográficas. As variáveis demográficas comumente utilizadas são o tamanho do domicílio e a composição familiar (*e.g.* presença de casal e de

criança). Entretanto, em teoria, qualquer característica domiciliar pode ser modelada, como por exemplo, a idade dos membros do domicílio e o nível de escolaridade.

A não inclusão de variáveis demográficas em um sistema de demanda provoca viés por variável omitida, conseqüentemente, espera-se que a inclusão ao menos torne os efeitos preço e renda mais próximos dos valores teóricos. Além disso, Pollak e Wales (1978) evidenciam outra vantagem na inserção de variáveis demográficas no sistema de demanda, que é a separação dos efeitos demográficos dos efeitos renda e preço (cruzado ou próprio). Por fim, em um sistema de demanda com variáveis demográficas, qualquer alteração em uma variável demográfica será acompanhada de uma realocação orçamentária das categorias de despesa, resultado não garantido com modelos mais simples.

No modelo proposto<sup>2</sup> a incorporação da variável demográfica é promovida com um método *demographic scaling*, como sugerido por Ray (1983). De acordo com Deaton e Muellbauer (1980b), o método de escala equivalente tem como suposto que a diferença de gostos entre domicílios é consequência apenas das variações nas características domiciliares observáveis.

O método de Ray para estender demograficamente o AIDS introduz um agregador das características domiciliares,  $m_0(u, \mathbf{p}, \mathbf{z})$ , que multiplica uma função despesa de um domicílio de referência, tal qual a equação 4.4, e obtém uma função despesa escalonada pelas características do domicílio. O vetor  $\mathbf{z}$  é composto por  $r$  variáveis demográficas, tais como tamanho do domicílio e composição familiar, que serão demonstradas em uma seção posterior. Por exemplo, em uma versão mais simples do modelo, se a variável demográfica for o tamanho do domicílio, então  $\mathbf{z}$  será um escalar que captura a economia de escala do consumo domiciliar. Portanto, a função despesa é da seguinte forma:

$$\ln e(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = \ln m_0(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) + \ln e^R(u, \mathbf{p}) \quad (4.12)$$

A função escalar,  $m_0(u, \mathbf{p}, \mathbf{z})$ , é composta por duas funções. A primeira,  $m_0(\mathbf{z})$ , relaciona linearmente os parâmetros das variáveis demográficas:

$$m_0(\mathbf{z}) = 1 + \rho' \mathbf{z} \quad (4.13)$$

---

<sup>2</sup>A derivação do modelo nesta seção segue Ray (1983) e Poi (2012).

em que o vetor  $\rho$  é composto de parâmetros a serem estimados. Para o consumo de energia elétrica o esperado é que um domicílio maior implique em maior consumo. Para a composição familiar espera-se que um adulto consuma mais eletricidade do que uma criança.

O segundo termo da função escalar depende dos preços e da utilidade, além das características do domicílio. Adota-se uma forma funcional que tem como vantagem produzir equações de participação orçamentária com o mesmo padrão do AIDS do Deaton e Muellbauer (1980a), apresentadas na seção 4.1.2:

$$\ln \phi(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = \frac{\prod_{i=1}^n p_i^{\beta_j} (\prod_{i=1}^n p_i^{\eta'_i \mathbf{z}} - 1)}{1/u - \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i} \quad (4.14)$$

Portanto, a função escalar é definida da seguinte forma:

$$\ln m_0(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = \ln(1 + \rho' \mathbf{z}) + \frac{\prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i} (\prod_{i=1}^n p_i^{\eta'_i \mathbf{z}} - 1)}{1/u - \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i} \quad (4.15)$$

A função  $\ln e^R(u, \mathbf{p})$  para o QUAIDS será a versão quadrática da equação 4.4:

$$\ln e^R(u, \mathbf{p}) = \ln a(\mathbf{p}) + b(\mathbf{p}) \left[ \frac{1}{(1/u) - \lambda(\mathbf{p})} \right] \quad (4.16)$$

consequentemente, aplicado as equações 4.16 e 4.15 em 4.12, tem-se a função despesa do QUAIDS demográfico, que é função da utilidade:

$$\ln e(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) = \ln m_0(\mathbf{z}) + \ln \phi(u, \mathbf{p}, \mathbf{z}) + \ln a(\mathbf{p}) + b(\mathbf{p}) \left[ \frac{1}{(1/u) - \lambda(\mathbf{p})} \right] \quad (4.17)$$

resolvendo para a função utilidade, conforme equação 4.18,

$$\ln V(\mathbf{p}, m, \mathbf{z}) = \frac{\ln m - \ln m_0(\mathbf{z}) - \ln a(\mathbf{p})}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z}) + \lambda(\mathbf{p})(\ln m - \ln m_0(\mathbf{z}) - \ln a(\mathbf{p}))} \quad (4.18)$$

e aplicando a identidade de Roy, tem-se a equação da participação orçamentária para cada bem  $i$ :

$$s_i(m, \mathbf{z}, \mathbf{p}) = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta'_i \mathbf{z}) \ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \left[ \ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right] \right]^2 \quad (4.19)$$

em que  $a(\mathbf{p})$  é definida na equação 4.2,  $b(\mathbf{p})$  está definida em 4.3,  $m_0(\mathbf{z})$  está definida na equação 4.13 e  $c(\mathbf{p}, \mathbf{z}) = \prod_{j=1}^n p_j^{\eta'_{ij} \mathbf{z}}$ .

A equação 4.19 permite constatar o papel da escala equivalente como Deaton e Muellbauer (1980b) definiu: um deflator do consumo domiciliar mais sofisticado do que a contagem per capita, uma vez que  $\ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right]$  é o logaritmo natural da despesa real total pela escala demográfica equivalente. A escala dependerá da escolha das variáveis demográficas, se for o tamanho do domicílio a escala será per capita, se for a composição domiciliar a escala dependerá do domicílio de referência, podendo ser um domicílio composto por um solteiro sem filho, por exemplo. Portanto, a introdução das variáveis demográficas através da escala equivalente no orçamento domiciliar permite traduzir os orçamentos e os padrões de consumo de domicílios distintos em uma base corrigida pelas necessidades das características domiciliares.

A teoria econômica requer que sejam satisfeitas as condições de agregação, de homogeneidade nos preços e na despesa total e de simetria nos efeitos cruzados das funções de demanda, como apresentado na seção 4.1.1. A seguir, as condições microeconômicas são definidas com base na versão completa do QUAIDS demográfico (eq. 4.19):

$$\text{condições de agregação: } \sum_{i=1} \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1} \beta_i = \sum_{i=1} \lambda_i = \sum_{i=1} \gamma_{ij} = \sum_{i=1} \eta_{ri} = 0 \quad (4.20)$$

$$\text{condição de homogeneidade: } \sum_{j=1} \gamma_{ij} = 0 \quad \forall j \quad (4.21)$$

$$\text{condição de simetria: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (4.22)$$

A equação 4.19 só representa um sistema de funções de demanda domiciliar se as condições 4.20, 4.21 e 4.22 são válidas. Consequentemente, além da homogeneidade e da simetria de Slutsky,

as funções de demanda na forma de participação orçamentária devem somar para a despesa total, isto é,  $\sum s_i = 1$  (DEATON; MUELLBAUER, 1980a).

#### 4.1.5 Elasticidades

Uma vez definidas as funções de demanda do modelo QUAIDS, em sua versão demográfica inclusive, pode-se definir as elasticidades<sup>3</sup>. Os parâmetros estimados a partir das funções de demanda são de complexa interpretação e de pouca utilidade direta. O cálculo das elasticidades-preço e despesa, a partir dos parâmetros estimados, permite analisar a sensibilidade dos domicílios frente às mudanças econômicas, como os choques na renda, e também novas políticas públicas que alterem as tarifas de energia elétrica. Segundo, Lewbel (1999), a elasticidade-preço na média é a medida isoladamente mais utilizada para demonstrar a inclinação e o formato da curva de demanda.

A elasticidade da despesa derivada a partir da participação orçamentária é:

$$\mu_i = \frac{\partial s_i(m, \mathbf{z}, \mathbf{p})}{\partial \ln m} \frac{1}{s_i} + 1 \quad (4.23)$$

e a elasticidade-preço é:

$$\epsilon_{ij} = \frac{\partial s_i(m, \mathbf{z}, \mathbf{p})}{\partial \ln p_j} \frac{1}{s_i} \quad (4.24)$$

A partir das equações 4.23, 4.24 e 4.19 pode-se derivar as elasticidades para o sistema de demanda do modelo QUAIDS demográfico. A elasticidade-despesa será:

$$\mu_i = 1 + \frac{1}{s_i} \left[ \beta_i + \eta'_i \mathbf{z} + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right] \right] \quad (4.25)$$

e a elasticidade-preço para o QUAIDS demográfico será:

$$\begin{aligned} \epsilon_{ij} = & -\delta_{ij} + \frac{1}{s_i} \left[ \gamma_{ij} - \left[ \beta_i + \eta'_i \mathbf{z} + \frac{2\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right] \right] \right. \\ & \left. \times \left[ \alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln p_l \right] - \frac{(\beta_j + \eta'_j \mathbf{z})\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z})} \left[ \ln \left[ \frac{m}{m_0(\mathbf{z})a(\mathbf{p})} \right] \right]^2 \right] \quad (4.26) \end{aligned}$$

As elasticidades 4.25 e 4.26 são funções tanto das variáveis e quanto dos parâmetros demográficos

<sup>3</sup>Detalhes da derivação das elasticidades para o AIDS, ver Deaton e Muellbauer (1980a), e para o QUAIDS, ver Banks et al. (1997).

ficos. A elasticidade-preço calculada,  $\epsilon_{ij}$ , é a não-compensada, i.e. a Marshalliana, para o bem  $i$  com respeito a mudança no preço do bem  $j$ . A partir da equação de Slutsky pode-se recuperar a elasticidade-preço compensada:

$$\epsilon_{ij}^* = \epsilon_{ij} + s_{ij}\mu_i \quad (4.27)$$

As elasticidades para o AIDS com variáveis demográficas podem ser obtidas das equações apresentadas anteriormente, uma vez que este modelo está aninhado na forma geral do QUAIDS demográfico.

#### 4.1.6 Escala Equivalente

O uso da energia elétrica residencial é compartilhado pelos moradores através dos aparelhos eletrodomésticos. Espera-se que domicílios maiores façam uso mais eficiente da eletricidade em comparação com os domicílios menores, i.e., existe economia de escala no uso da energia no domicílio. Como demonstrado na seção 2, este efeito pode ser heterogêneo, pois uma criança pode utilizar a eletricidade de uma forma diferente do que um adulto, logo, esta escala seria heterogênea e condicionada ao tipo de domicílio. A escala equivalente<sup>4</sup> é uma medida que estima o quanto a despesa com energia elétrica de um tipo de domicílio e dada a composição familiar equivale em relação à despesa com energia elétrica de um domicílio de referência ( $S_0$ ).

A medida<sup>5</sup> adotada neste exercício é a seguinte:

$$EE_1(\mathbf{p}, \mathbf{z}^k, u) = e_1(\mathbf{p}, \mathbf{z}^k, u) / e_1(\mathbf{p}, \mathbf{z}^h, u) \quad (4.28)$$

isto é, a escala equivalente na despesa de eletricidade para o domicílio  $k$  é igual a razão entre a despesa para este domicílio, mantida constante todas as demais premissas em relação ao domicílio de referência, como os preços e o nível de utilidade

#### 4.1.7 Variação Compensatória

O modelo de referência, o QUAIDS, permite estimar uma avaliação contrafactual do impacto da alteração de preço no bem-estar do domicílio. No contexto de mudança tarifária, trata-se da

<sup>4</sup>Lewbel (1999) fornece um aprofundamento do conceito.

<sup>5</sup>Esta mensuração segue a definição de escala equivalente conforme Deaton e Muellbauer (1980b) e Lewbel (1999).

estimação do efeito em equilíbrio parcial na utilidade dos domicílios através da diferença em dois cenários, o cenário inicial, sem alteração dos preços, e um novo cenário com as tarifas de energia elétrica reajustadas/revisadas. Uma vez que não é possível estimar diretamente a utilidade dos domicílios, adota-se a variação monetária entre os dois cenários, i.e., a diferença entre a despesa mínima necessária para satisfazer a utilidade inicial aos novos preços e o orçamento inicial. Este valor é definido pela literatura econômica como Variação Compensatória (VC). Portanto, se no período de análise ocorreu aumento na tarifa a VC captura o valor necessário para repor as perdas econômicas sofridas pelo domicílio em decorrência do aumento tarifário.

A definição algébrica do conceito de VC exposto anteriormente é:

$$VC(\mathbf{p}^0, \mathbf{p}^1, m, \mathbf{z}) = e(\mathbf{p}^0, u^0, \mathbf{z}) - e(\mathbf{p}^1, u^0, \mathbf{z}) = m - e(\mathbf{p}^1, u^0, \mathbf{z}) \quad (4.29)$$

onde os sobrescritos são referentes aos dois períodos da avaliação, i.e., antes e depois da alteração da tarifa de energia, e  $m = e(\mathbf{p}^0, u^0, \mathbf{z})$ , que corresponde à despesa mínima necessária dada a utilidade  $u^0$ .

O ponto de partida da derivação da VC é a função despesa, eq. 4.18, em que a despesa total do domicílio é função da utilidade, dos preços e das variáveis demográficas. A partir dela, pode-se recuperar a utilidade indireta, que é função dos preços, da despesa mínima e das variáveis demográficas. Com a utilidade indireta calculada com os preços no período de referência ( $\mathbf{p}^0$ ) calcula-se a despesa,  $e(\mathbf{p}^1, u^0, \mathbf{z})$ , com as novas tarifas de energia elétrica, i.e., o vetor de preços  $\mathbf{p}^1$ . Por fim, exponencializando a despesa pode-se calcular a VC conforme eq. 4.29.

## 4.2 Dados e Procedimento de Estimação

A base de dados é composta por microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar de 2008 (POF08), publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), as tarifas de energia elétrica homologadas pela Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) e os números-índices do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC), também publicados pelo IBGE.

Os dados da POF08 foram coletados ao longo de um ano, entre 19 de maio de 2008 e 18 de maio de 2009. A pesquisa foi estruturada para garantir que dados de todas as regiões fossem

coletados em todos os trimestres. O período real da entrevista em cada domicílio foi de nove dias consecutivos. Ao todo foram cinquenta e duas semanas de duração da pesquisa e a informação da visita ao domicílio para coleta de dados consta na POF, o que permite localizar temporalmente a despesa com os preços, isto é, pará-los.

Para estimar o sistema de demanda são retirados da amostra os domicílios que não satisfazem os seguintes critérios: que não reportaram consumo de energia elétrica; que não reportaram consumo de alimentos no domicílio; que reportaram consumo apenas em energia elétrica e alimentação no domicílio; que estão abaixo de 1% ou acima de 99% nas distribuições da despesa de energia elétrica, da participação da despesa de energia elétrica, da despesa com alimentos e do gasto total. Esse tratamento foi aplicado para retirar domicílios com comportamento não representativo.

A POF08 observou 55.970 domicílios em todo o Brasil, porém, após o tratamento da base de dados, com retirada de *outliers* e dos domicílios localizados nos estados que não possuem apuração dos preços dos demais bens e serviços (INPC) o número de observações na amostra foi reduzido para aproximadamente 18.000.

#### 4.2.1 Dados das Despesas

Os microdados dos domicílios coletados pela POF08 foram utilizados para construir as variáveis de despesa com bens e serviços. A tabela 11 demonstra os quinze grupos de consumo de bens e serviços que compõem o sistema de demanda e a alocação dos componentes. A despesa total para cada domicílio corresponde à soma das despesas dos quinze grupos citados. A tabela 12 apresenta as médias e os desvios-padrão das participações dos grupos de consumo na despesa total.

A aquisição de bens duráveis não compôs a base de dados e existem algumas motivações empíricas para isso. A baixa frequência e o alto valor das aquisições provocariam distorções nas estimações<sup>6</sup>. Além disso, teoricamente, em um sistema de demanda,  $q_i$  representa o consumo e não as aquisições, logo, deveria representar o uso de um aparelho eletrodoméstico, por exemplo, ao invés da compra do aparelho. A base de dados não disponibiliza o uso dos aparelhos e estimar um fluxo de uso de bens duráveis não é viável. Como a POF disponibiliza o estoque de aparelhos

---

<sup>6</sup>Um exemplo da literatura empírica de sistema de demanda que não utiliza despesas com bens duráveis é Banks et al. (1997)

**Tabela 11:** Alocação das Despesas Domiciliares

<b>Nº</b>	<b>Nome</b>	<b>Bens e serviços</b>
1	Eletricidade	Energia elétrica
2	Alimentação no Domicílio	Todo tipo de alimento para consumo no domicílio, bebidas alcoólicas e não alcoólicas
3	Alimentação fora do Domicílio	Refeições fora do domicílio
4	Combustíveis - Transporte	Gasolina e álcool
5	Transporte Público	Transporte urbano e viagens
6	Saúde	Tratamentos, remédios e higiene pessoal
7	Educação	Cursos e livros
8	Recreação	Esportes, brinquedos, jogos, periódicos, livros e revistas não didáticos
9	Despesas Pessoais	Serviços pessoais e fumo
10	Comunicação	Telefone fixo, celular e comunicação escrita
11	Combustíveis - Domicílio	Gás de botijão ou canalizado
12	Saneamento	Água e esgoto
13	Limpeza	Artigos de limpeza doméstica
14	Outras Despesas Habitacionais	Internet, seguro, taxas não rotineiras e outras despesas habitacionais
15	Vestuário	Roupas, sapatos, joias e tecidos

Fonte: Elaboração própria.

domésticos esta informação foi inserida através de variáveis demográficas, seguindo uma estratégia sugerida em Lewbel (1999).

Despesas com aluguel e condomínio também não foram consideradas na base de dados porque a aquisição da habitação foi excluída pelo critério anteriormente comentado e também por causa da baixa variação nesta despesa no intervalo do estudo. A opção para evitar problemas econométricos por omissão desta informação no sistema de demanda foi inserir a informação de moradia própria e quitada como uma variável demográfica. Esta variável é detalhada posteriormente.

A alocação dos componentes de despesa de cada grupo seguiu o padrão adotado pelo INPC afim de facilitar o pareamento entre eles. Uma descrição detalhada dos códigos das categorias de despesa da POF que compõem cada grupo pode ser encontrada no apêndice B. As categorias de despesas consideradas, isto é, os consumos, são as despesas correntes da POF08 com a exclusão de bens duráveis.

Na POF, os microdados com consumo são coletados afim de respeitar o padrão de consumo de um domicílio no período da pesquisa, logo, no período de um ano. Isto implica que a POF considera na construção das categorias de consumo a sazonalidade da ocorrência da despesa, porque a aquisição dos bens e serviços pode ocorrer no domicílio semanalmente, mensalmente, trimestralmente ou anualmente. Consequentemente, todas as despesas foram anualizadas por motivo de padronização e deflacionadas para a data de 15 de janeiro de 2009.

A POF informa que a despesa com energia elétrica refere-se a última fatura disponível no domicílio. As despesas mais recorrentes, por exemplo com alimentação, higiene, transporte e leitura as informações foram obtidas através de preenchimento diário dos domicílio. As demais informações foram preenchidas através de questionário assistido.

#### **4.2.2 Características dos Domicílios**

A POF08 coletou diversas características dos domicílios e, dentre elas, foram selecionadas para utilização neste estudo a quantidade, a distribuição etária e o estado civil dos moradores do domicílio. A partir dessas informações foram criadas as variáveis demográficas que permitem ao mesmo tempo diminuir o viés por variáveis omitidas no sistema de demanda e desagregar os resultados por grupos distintos de domicílios, i.e. estimar demandas condicionais, elasticidades e impactos no bem-estar .

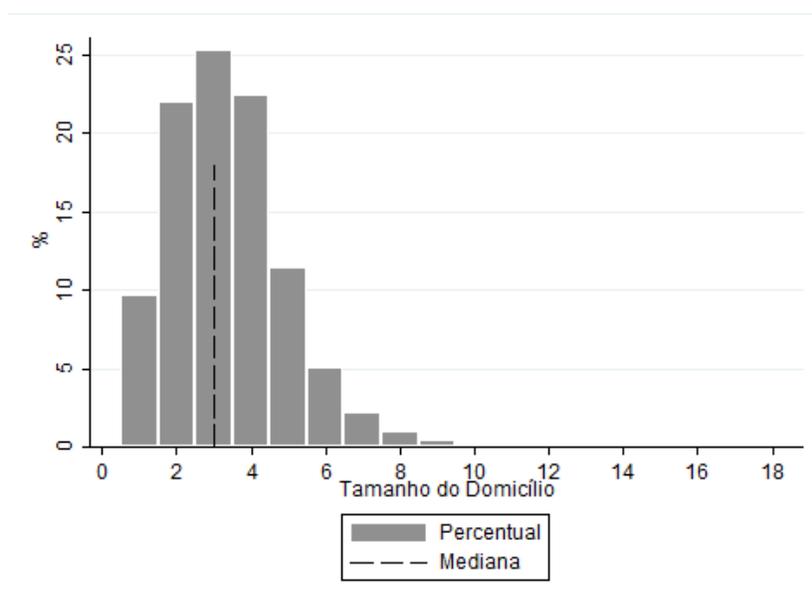
**Tabela 12:** Estatísticas descritivas das participações orçamentárias e dos logaritmos naturais dos preços

Variável	Média	e.p.
$s_1$	3,86%	3,41%
$s_2$	31,14%	19,47%
$s_3$	8,20%	10,50%
$s_4$	4,30%	8,74%
$s_5$	8,03%	10,05%
$s_6$	10,64%	12,44%
$s_7$	2,94%	6,47%
$s_8$	3,10%	5,06%
$s_9$	4,57%	5,88%
$s_{10}$	6,07%	6,53%
$s_{11}$	2,99%	2,97%
$s_{12}$	2,78%	3,55%
$s_{13}$	1,38%	2,74%
$s_{14}$	0,50%	1,81%
$s_{15}$	9,51%	8,61%
$\ln p_1$	5,55	0,30
$\ln p_2$	5,50	0,04
$\ln p_3$	5,56	0,06
$\ln p_4$	6,19	0,08
$\ln p_5$	6,24	0,15
$\ln p_6$	5,71	0,04
$\ln p_7$	5,84	0,08
$\ln p_8$	5,49	0,19
$\ln p_9$	5,68	0,10
$\ln p_{10}$	6,62	0,35
$\ln p_{11}$	6,67	0,10
$\ln p_{12}$	6,12	0,45
$\ln p_{13}$	5,69	0,12
$\ln p_{14}$	6,18	0,12
$\ln p_{15}$	5,22	0,11

E.p.: erros-padrão

Uma variável demográfica que é utilizada rotineiramente na literatura é o tamanho do domicílio, que é representada pela quantidade de moradores. Quando inserida em um sistema de demanda esta variável permite capturar o impacto da escala no consumo domiciliar de uma forma mais refinada do que a divisão da despesa pelo total de moradores, ou seja, a contagem *per capita*. A figura 8 demonstra como o número de moradores está distribuído na amostra. Pode-se verificar que a mediana são três moradores e uma parcela significativa dos domicílios, 95,88%, possui seis moradores ou menos.

**Figura 8:** Histograma dos Domicílios por Tamanho



Fonte: Elaboração própria. Dados da POF (2008).

Para testar se o estado civil dos moradores é determinante no consumo de energia elétrica foi criada a variável *casal*. Esta variável reporta valor um se há presença de casal no domicílio. Similarmente, foram elaboradas duas variáveis que capturam a presença de menores de dezoito anos no domicílio: a variável *crianca* é uma *dummy* com valor um se residir no domicílio ao menos uma criança de até doze anos de idade; a variável *jovem* reporta valor um se existir ao menos uma criança entre doze e dezoito anos de idade. Essas variáveis permitem capturar o efeito da composição familiar sobre o consumo de energia elétrica.

Também compõem a base de dados variáveis demográficas com o número de adultos e o nú-

**Tabela 13:** Composição Familiar dos Domicílios

Variável	S0	S1	S2	Outros
<b>Tipo</b>	Solteiro s/ criança	Solteiro c/ uma criança	Solteiro c/ duas crianças	Outros domicílios
<b>%</b>	9,64%	2,82%	1,70%	44,62%
Variável	C0	C1	C2	C3
<b>Tipo</b>	Casal s/ criança	Casal c/ uma criança	Casal c/ duas crianças	Casal c/ três crianças
<b>%</b>	13,14%	12,66%	11,12%	4,30%
Idade das crianças: menores de dezoito anos de idade				

Fonte: Elaboração própria.

mero de crianças no domicílio. A combinação dessas variáveis com a variável de presença de casal permite estimar efeitos e analisar o comportamento de diferentes composições familiares: S0 é o domicílio com solteiro e sem criança; S1 é o domicílio com solteiro e uma criança; S2 é o domicílio com um solteiro e duas crianças; C0 é o domicílio com casal e sem criança; C1 é o domicílio com casal e uma criança; C2 é o domicílio com casal e duas crianças, e; C3 o domicílio composto por um casal e três crianças. A tabela 13 demonstra a participação de cada tipo de domicílio na base de dados.

### 4.2.3 Dados dos Preços

Dois tipos de variáveis de preços foram utilizados no estudo: as tarifas de energia elétrica; e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) do IBGE para as demais despesas com bens não-duráveis e serviços que compõem o sistema de demanda domiciliar. Os dados de preços de energia elétrica são disponibilizados pela ANEEL através das Resoluções Homologatórias (REH) que definem as tarifas de energia elétrica residencial (b1) para cada área de concessão de uma distribuidora. As tarifas são homologadas após revisão tarifária periódica ou reajuste tarifário anual. Este processo de estabelecimento de tarifas de energia elétrica no Brasil, brevemente demonstrado na seção 2, garante a exogeneidade do preço da eletricidade porque não varia livremente com o consumo.

As REH também estabelecem as tarifas sociais para os grupos de baixa-renda. Nos anos que

compõem a base de dados, 2008 e 2009, os critérios vigentes para a tarifa social haviam sido definidos na lei 10.438/2002, e estão detalhados na seção 2. Ao todo são cinco tarifas vigentes em cada região atendida por uma distribuidora neste período e, conseqüentemente, são cinco grupos distintos de consumidores. O primeiro grupo é composto pelos domicílios que consomem até 30 kWh/mês. Este grupo paga a tarifa mais barata, com desconto de 65%. O segundo grupo é o que consome até 80 kWh/mês. Esses dois primeiros grupos tem direito automático à tarifa social, porque a quantidade de eletricidade utilizada é o único critério.

**Tabela 14:** Tarifas de Energia Elétrica - R\$/MWh

Estado	Data	Tarifas					
		≤ 30 kwh	≤ 80 kwh	≤ 100 kwh	≤ X kwh	> X kwh	X
DF	26/08/07	84,52	145,56	146,72	220,12	244,53	180
DF	26/08/08	80,95	140,50	141,93	212,93	236,55	180
RS	25/10/07	104,16	179,29	180,41	270,65	299,86	160
RS	25/10/08	105,30	182,37	183,84	275,79	306,42	160
GO	12/09/07	103,71	178,48	179,62	269,38	299,33	180
GO	12/09/08	112,05	194,05	195,59	293,33	325,95	180
PA	07/08/07	92,75	159,62	160,67	241,07	267,86	140
PA	07/08/08	109,74	190,11	191,56	287,41	319,36	140
PE	28/04/08	116,22	201,30	202,82	304,20	338,01	140
PE	29/04/09	109,65	191,38	193,86	290,77	323,07	140
MG	08/04/08	123,12	212,90	214,42	321,61	357,32	180
MG	08/04/09	124,57	217,07	219,55	329,32	365,91	180
BA	22/04/08	106,46	184,20	185,60	278,38	309,31	140
BA	22/04/09	110,96	193,48	195,96	293,90	326,56	140
CE	22/04/08	117,84	205,02	206,50	308,14	342,40	140
CE	22/04/09	129,17	226,39	228,95	341,64	379,62	140
PR	24/06/07	88,34	152,12	153,31	229,98	255,55	160
PR	24/06/08	89,29	154,89	156,38	234,59	260,67	160
SP	04/07/07	82,68	142,35	143,46	215,20	239,13	200
SP	04/07/08	88,95	154,32	155,83	233,76	259,76	200
RJ	07/11/07	100,92	174,28	176,00	263,96	293,29	140
RJ	07/11/08	103,20	179,99	181,79	272,63	302,93	140

Fonte: ANEEL, elaboração própria

Para o terceiro grupo, que é composto por unidades que consomem entre 80 kWh/mês e 100 kWh/mês, e para o quarto grupo, composto por domicílios que consomem entre 100 kWh/mês e uma quantidade de kWh/mês que varia para cada região (ver tabela 14), a quantidade consumida

não é o único critério para ter direito ao desconto. Os demais critérios são o nível de renda per capita e a participação no Programa Bolsa Família. Além dos critérios, o consumidor necessita solicitar à distribuidora o benefício da tarifa social, informação que não consta na POF. Por esse motivo as tarifas sociais para o terceiro e quarto grupo não foram imputadas na base de dados, em seu lugar foram utilizadas as tarifas regulares de energia elétrica, sem o desconto.

O processo de estabelecimento da tarifa de energia elétrica também define o período de vigência da tarifa. Nos dados da POF são informadas as datas da coleta no domicílio. Portanto, unindo as informações, pode-se identificar se a informação no domicílio foi coletada antes ou depois do início da vigência da nova tarifa de energia elétrica.

A combinação destas duas informações e dos dados dos grupos de consumo permitiu a adoção de uma estratégia de pareamento das tarifas às despesas com energia elétrica dos domicílios, para cada área de concessão passível de identificação. Como consequência desse processo, pode-se assumir que ocorre um choque exógeno no preço da energia elétrica, uma vez que a variação no preço não é conhecida previamente pelos consumidores e decorre de alterações nos custos eficientes, nos investimentos prudentes e no equilíbrio econômico-financeiro da concessão. Esta estratégia de parer as tarifas da energia elétrica com os domicílios com o objetivo de capturar o preço marginal já foi adotada em Reiss e White (2005) e Hollanda et al. (2010).

A tabela 14 apresenta as tarifas homologadas pela ANEEL, para cada grupo de consumo e por período de vigência, nos onze Estados que compõem a amostra. Pode-se perceber que na maioria dos Estados ocorreu aumento das tarifas no período considerado. Apenas no Estado de Pernambuco e no Distrito Federal houve redução na tarifa de energia elétrica no período considerado no estudo.

A base de dados foi limitada à onze Estados porque esses Estados possuem um índice de preços para associar aos demais grupos de despesa que compõem o sistema de demanda. O INPC foi escolhido porque tem uma abrangência nacional e está associado à composição das categorias de consumo da POF. O INPC foi imputado na amostra para todas as despesas dos domicílios, com exceção da energia elétrica. O índice foi construído com base 100 em dezembro de 1994 para cada grupo de despesa. A imputação do INPC também seguiu o padrão adotado nas tarifas de energia elétrica utilizando a data da coleta de dados no domicílio. A tabela 12 apresenta o logaritmo do preço de cada grupo de despesa adotado no sistema de equações de demanda.

**Tabela 15:** Regiões Utilizadas na Análise

Estado	Área do Estado	Distribuidora
DF	Completo	CEB
RS	RM	CEEE
GO	Completo	CELG
PA	Completo	CELPA
PE	Completo	CELPE
MG	Completo	CEMIG
BA	Completo	COELBA
CE	Completo	COELCE
PR	Completo	COPEL
SP	RM	ELETROPAULO
RJ	RM	LIGHT

Fonte: ANEEL, elaboração própria

Os estados do Rio Grande do Sul, São Paulo e Rio de Janeiro possuem mais de uma distribuidora atuando em todo o território. Os dados da POF não permitem identificar a cidade em que o domicílio visitado está localizado, entretanto informa se este domicílio está localizado na capital, na região metropolitana, no resto do estado ou na zona rural. Com essa informação, a amostra nesses três estados foi reduzida à região metropolitana, por ser esta a região em que pode-se parear a tarifa homologada com os domicílios, ou seja, que pode-se identificar a localização e associá-la à uma distribuidora. Em São Paulo a distribuidora que atende a região metropolitana é a Eletropaulo, no Rio de Janeiro é a Light e no Rio Grande do Sul é a CEEE. Logo, a tarifa dessas distribuidoras foram utilizadas nas regiões metropolitanas desses estados. As regiões e distribuidoras consideradas na análise estão na tabela 15.

Ainda a respeito das variáveis de preços, foram criadas duas variáveis,  $z_1$  e  $z_2$ , em que a primeira é uma *dummy* que identifica os domicílios que são beneficiados pela Tarifa Social e a segunda também é uma variável *dummy*, com valor um se o domicílio está localizado na zona urbana. A estratégia<sup>7</sup> no uso dessas variáveis está fundamentada no controle dos efeitos das tarifas subsidiadas, que compõem o esquema multi-tarifário do setor elétrico residencial brasileiro: a Tarifa Social de Energia Elétrica e a tarifa rural.

<sup>7</sup>No apêndice A é apresentada uma tabela com os resultados de um modelo sem a inclusão dessas variáveis. Pode-se constatar, a fim de exemplo, que a elasticidade-preço perde o significado econômico porque torna-se positiva. Mais detalhes dessa estratégia são apresentados na seção 4.2.5.

#### 4.2.4 Demais Variáveis

A seção 3 demonstrou como o estoque de eletrodomésticos é determinante para o consumo de energia elétrica domiciliar, sobretudo porque a demanda de eletricidade deriva dos serviços promovidos pelos equipamentos elétricos constantes no domicílio (ver Dubin e McFadden (1984), Reiss e White (2005) e Hollanda et al. (2010)). O inventário de aparelhos eletrodomésticos é correlacionado com a renda, uma vez que domicílios com maior poder aquisitivo tendem a possuir mais aparelhos eletrodomésticos. Outras variáveis relacionadas com o estoque são as características do domicílio, como a quantidade de moradores. Portanto, espera-se que a inserção de variáveis que capturam o estoque de aparelhos eletrodomésticos intensivos no consumo de energia elétrica reduza o viés por variável omitida, sobretudo nos efeitos da despesa total e das características do domicílio.

A inclusão dessas variáveis como demográficas no sistema de demanda, através de *dummies*, permite identificar como os eletrodomésticos afetam a demanda diretamente e evita o problema da suposição de separabilidade dos outros bens que surge ao excluí-las do sistema de demanda, uma hipótese não factível, sobretudo no consumo de energia elétrica. Os eletrodomésticos considerados na análise foram: freezer; chuveiro elétrico; ar-condicionado; geladeira; máquina de lavar roupas; forno elétrico; máquina de lavar louças. Não foram considerados todos os aparelhos constantes no inventário da POF por causa dos problemas computacionais e das limitações no número de variáveis do sistema de demanda, como por exemplo a matriz de variância singular.

A configuração da POF08 permite explorar a contribuição do estoque de aparelhos eletrodomésticos que um domicílio possui e, por isso, foram incluídas sete variáveis com esse propósito. Como a base de dados não acompanha o domicílio antes ou depois da alteração da tarifa de energia elétrica, por ser configurada em uma *cross-section*, nem adota metodologia para comparação dos domicílios, assume-se que não é possível acompanhar os ajustes no estoque decorridos das políticas de preços da eletricidade e da mudança tecnológica. Portanto, as estimações promovidas neste cenário são de curto-prazo, porque são condicionadas ao estoque de eletrodomésticos vigente no domicílio.

Além do inventário de eletrodomésticos também foram adotadas outras variáveis de controle no sistema de demanda. Três variáveis relacionadas à residência foram incluídas no modelo:  $z_{11}$ ,

uma variável *dummy* com valor um se a residência é uma casa;  $z_{12}$ , que captura o número de cômodos; e  $z_{13}$ , que reporta valor um se a casa é própria e quitada. As duas primeiras variáveis possuem relação com o tamanho da residência e consequentemente com o consumo de energia elétrica, como demonstrado por Belaïd (2017). A terceira variável está associada com a despesa do domicílio com moradia, seja ela o aluguel ou a amortização de dívida.

**Tabela 16:** Estatísticas Descritivas

Variável	média	e.p.
Despesa total (mensal)	1.121,80	947,66
kWh/mês	144,33	120,16
% da energia elétrica na despesa	3,86%	3,41%
nº de moradores	3,38	1,58
nº de adultos	2,35	1,03
nº de menores de idade	1,03	1,18
% de domicílios com criança	44,85%	49,74%
% de domicílios com jovem	24,97%	43,29%
% de domicílios com casal	67,86%	46,70%
% de domicílios na área urbana	83,07%	37,50%
% de domicílios subsidiados	32,85%	46,97%
% de domicílios c/ freezer	11,37%	31,74%
% de domicílios c/ chuveiro elétrico	60,43%	48,90%
% de domicílios c/ ar-condicionado	5,77%	23,32%
% de domicílios c/ geladeira uma porta	72,61%	44,60%
% de domicílios c/ geladeira duas portas	21,39%	41,01%
% de domicílios c/ maq. de lavar roupas	37,67%	48,46%
% de domicílios c/ forno elétrico	9,91%	29,88%
% de casas	90,63%	29,14%
nº de cômodos	6,12	2,12
% de moradias próprias e quitadas	70,05%	45,80%
% de domicílios no NE	32,53%	46,85%
% de domicílios no SE	31,71%	46,54%
% de domicílios no SUL	13,93%	34,62%
% de domicílios no CO	14,64%	35,35%
% de chefe do domicílio masculino	69,10%	46,21%
anos de estudo do chefe do domicílio	6,51	4,56
% de chefe com 60 anos ou mais de idade	24,42%	42,96%

Fonte: POF (2008), elaboração própria.

E.p.: erro-padrão.

Algumas características dos domicílios também foram incluídas como variáveis de controle,

são elas: anos de estudo do chefe do domicílio; uma variável *dummy* com valor um se o chefe do domicílio é masculino; variável *dummy* com valor um para os domicílios em que o chefe possui sessenta anos ou mais de idade. Por fim, também foram adicionadas quatro variáveis que capturam em qual região está localizado o domicílio: sudeste, nordeste, sul e centro-oeste. A tabela 16 apresenta sumário com as estatística descritivas com as variáveis utilizadas no sistema de equações de demanda.

#### 4.2.5 Procedimento de Estimação

O modelo proposto, em sua forma estocástica, a partir da equação 4.19 e das condições 4.20, 4.21 e 4.22, pode ser definido da seguinte forma:

$$s_{i,h} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{15} \gamma_{ij} \ln p_{j,h} + (\beta_i + \eta'_j \mathbf{z}_h) \ln \left[ \frac{m_h}{m_{0,h}(\mathbf{z}_h) a(\mathbf{p})} \right] + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})c(\mathbf{p}, \mathbf{z}_h)} \left[ \ln \left[ \frac{m_h}{m_{0,h}(\mathbf{z}_h) a(\mathbf{p})} \right] \right]^2 + \varepsilon_{i,h} \quad i, j = 1, \dots, 15 \quad (4.30)$$

quando  $i = 1$  tem-se a equação de demanda para a energia elétrica. Na equação 4.30, tanto  $i$  quanto  $j$  definem os grupos de despesa que compõem o orçamento domiciliar. A variável dependente  $s_{i,h}$  é a participação orçamentária do bem  $i$  do domicílio  $h$ . O preço do bem  $j$  pago pelo domicílio  $h$  é representado por  $p_{j,h}$ , sendo que os preços variam temporalmente, a cada mês, e os efeitos dos preços são capturados por  $\gamma_{ij}$ .

O parâmetro  $\beta_i$  é o coeficiente da despesa deflacionada pelos preços e pelas variáveis demográficas. Para  $i = 1$ ,  $\beta_1$  representa o efeito da despesa total real escalonada pelas variáveis demográficas na participação da despesa com energia elétrica,  $s_{i,h}$ . Se for positivo maior será a participação orçamentária da energia elétrica decorrente de um aumento na despesa real.

A equação 4.30 é uma forma geral, uma vez que a partir dela pode-se estimar qualquer versão dentre os modelos AIDS apresentados na seção 4.1. Além da forma funcional, pode-se também testar diferentes variáveis demográficas. Tanto as características do domicílio como as demais variáveis<sup>8</sup> que não são despesa e preço (e.g. inventário de eletrodomésticos e subsídio) podem ser inseridas no sistema de demanda através das variáveis demográficas utilizando a função escala, a

<sup>8</sup>Ver Lewbel (1999) a respeito da incorporação de informação sem característica ‘demográfica’.

equação 4.13.

Quatro funções escalares são propostas para estimação, logo, ao todo são estimados oito modelos, sendo quatro lineares na despesa e quatro não lineares. A diferenciação entre as funções escalares é a escolha das variáveis demográficas que capturam as características do domicílio. A primeira é uma função de referência sem as características do domicílio, mas com as variáveis *urb* e *sub* e as demais variáveis de controle ( $Z$ ):

$$m_0(\mathbf{z}) = 1 + \rho_{1i}z_1 + \rho_{2i}z_2 + \rho Z \quad (4.31)$$

em que  $z_1$  caracteriza o domicílio que recebe subsídio<sup>9</sup> na tarifa de energia elétrica e  $z_2$  é a variável que define se o domicílio é urbano ou rural. O subscrito  $i$  estabelece que a escala demográfica é específica para cada grupo de bens e serviços consumido pelo domicílio, conseqüentemente para a eletricidade.

A presença das variáveis  $z_1$  e  $z_2$  compõem uma estratégia de estimação adotada por causa dos subsídios da tarifa social, que provocam um esquema de multi-tarifa, e do comportamento diferenciado dos domicílios rurais no consumo de energia elétrica. Como pode ser observado nas elasticidades estimadas apresentadas no apêndice A, sem a presença dessas variáveis a elasticidade-preço da energia elétrica perde significado econômico porque assume valor positivo. Isso ocorre porque os domicílios com menor consumo de energia elétrica tem direito à tarifa social<sup>10</sup> e os domicílios com maior consumo não tem, logo, pagam uma tarifa maior e, conseqüentemente, essa relação positiva é capturada na elasticidade. A adoção das variáveis  $z_1$  e  $z_2$  tem como objetivo corrigir esse problema de identificação por variável omitida.

A segunda função escalar a ser estimada utiliza a seguinte definição de variáveis demográficas:

$$m_0(\mathbf{z}) = 1 + \rho_{1i}z_1 + \rho_{2i}z_2 + \rho Z + \rho_{20i}tamanho \quad (4.32)$$

em que a variável *tamanho* representa o número de moradores no domicílio.

A terceira versão para estimação incorpora variáveis de presença de casal e de menores de

---

<sup>9</sup>Estratégia similar foi adotada por Uhr e Uhr (2017) que inseriu uma variável *dummy* de Tarifa Social como controle.

<sup>10</sup>Situação similar ocorre com os domicílios localizados na zona rural, que tem direito à uma tarifa rural, entretanto, a identificação de quais domicílios pagam uma tarifa rural não é plausível na POF.

dezoito anos de idade afim de testar a contribuição destas características ao comportamento do domicílio no consumo de energia elétrica:

$$m_0(\mathbf{z}) = 1 + \rho_{1i}z_1 + \rho_{2i}z_2 + \rho Z + \rho_{20i}casal + \rho_{21i}crianca + \rho_{22i}jovem \quad (4.33)$$

A última versão de função escalar utiliza a composição familiar, isto é, a combinação entre o número de adultos e de menores de idade e o status civil, como a característica do domicílio observada para compor a escala equivalente. A inserção da composição familiar permite analisar simultaneamente a economia de escala e também a diferenciação na escala decorrente da idade dos moradores e da presença de casal:

$$m_0(\mathbf{z}) = 1 + \rho_{1i}z_1 + \rho_{2i}z_2 + \rho Z + \rho_{20i}casal + \rho_{21i}adultos + \rho_{22i}menores \quad (4.34)$$

A inserção das características do domicílio através das variáveis demográficas possibilita duas análises: a dos efeitos das características dos domicílios sobre o consumo de energia elétrica, através dos parâmetros  $\eta_{r1}$ ; e a dos efeitos dos preços e da despesa total condicionados pelas características do domicílio, através das elasticidades 4.25 e 4.26.

O conjunto de equações 4.30 é caracterizado como um sistema de demanda não linear, por causa da forma funcional escolhida para a equação 4.2,  $a(\mathbf{p})$ . Por isso, o modelo é especificado como um *Nonlinear Seemingly Unrelated Regression* (NLSUR) e adota-se o método de estimação de mínimos quadrados generalizados factíveis iterativo.

As condições de homogeneidade e de simetria, 4.21 e 4.22, são impostas através de restrições nos parâmetros no procedimento de estimação. A condição de aditividade de um sistema de demanda, isto é,  $m = \mathbf{p}' \cdot \mathbf{q}(\mathbf{p}, m)$ , e conseqüentemente as condições de agregação, 4.20, são automaticamente satisfeitas porque no procedimento de estimação uma equação de demanda é retirada para não gerar uma matriz de resíduos singular. A função retirada na estimação é recuperada posteriormente com os parâmetros estimados. Uma conseqüência deste procedimento é a soma zero dos resíduos das regressões,  $\sum_i \hat{\varepsilon}_i = 0$ , para cada domicílio.

Os termos de erro das funções que compõem o sistema de demanda são correlacionados porque as variáveis dependentes, as participações orçamentárias  $s_{i,h}$ , necessitam satisfazer a restrição orçamentária, i.e. o somatório das participações para cada domicílio é de 100%. Entretanto, não

são correlacionadas entre diferentes domicílios. A utilização de um método SUR torna o estimador mais eficiente e a iteração produz resultados que são invariantes em relação à equação do sistema de demanda retirada para evitar a singularidade.

Teoricamente o parâmetro  $\alpha_0$ , que integra a equação 4.2,  $a(\mathbf{p})$ , pode ser identificado. Entretanto, a estimação deste parâmetro não é trivial. Adota-se uma estratégia sugerida por Deaton e Muellbauer (1980a), de estabelecer um valor ligeiramente abaixo do menor logaritmo natural da despesa total dentre todos os domicílios que compõem a base de dados, isto é,  $\ln m_h$ . O valor adotado foi  $\alpha_0 = 6$ .

### 4.3 Resultados

Esta seção apresenta e comenta os resultados das estimações, os testes aplicados e as elasticidades calculadas a partir dos sistemas de demanda residencial de energia elétrica com variáveis demográficas. As tabelas que reportam os parâmetros estimados do sistema de demanda e as elasticidades calculadas estão no apêndice A. As elasticidades foram avaliadas nas médias das distribuições dos preços, da despesa total e das variáveis demográficas. O foco da análise são as elasticidades associadas com o consumo de energia elétrica, porém são reportadas as elasticidades de todos os grupos de despesa.

No geral, os resultados são satisfatórios na medida em que as elasticidades-preço e despesa total da eletricidade, um dos principais interesses deste estudo, são significativas e apresentam sinais esperados em todos os modelos. Portanto, a estratégia adotada mostrou-se válida e o sistema de demanda é teoricamente plausível nas médias.

Ademais, testes de *Likelihood Ratio* (LR)<sup>11</sup> foram aplicados para avaliar os supostos na forma funcional dos modelos. A hipótese de que os modelos menos flexíveis são mais ajustados (*e.g.* AIDS *versus* QUAIDS ou QUAIDS com variáveis demográficas) pode ser rejeitada, com  $p < 0,01$ . Ainda neste ponto, os coeficientes do termo quadrático,  $\lambda_i$ , e os coeficientes das variáveis demográficas,  $\rho_{ri}$  e  $\eta_i$ , são, geralmente, significativos, sobretudo os associados com a despesa de energia elétrica.

Portanto, os testes estatísticos permitem concluir que os modelos mais flexíveis são mais ade-

---

<sup>11</sup>Ver tabela 37 com resultados no apêndice A.

quados para modelar o comportamento do consumidor domiciliar de energia elétrica através da estimação do sistema de demanda residencial. Além disso, a inclusão das características do domicílio como variáveis demográficas nos sistemas de demanda adiciona informação valiosa.

### 4.3.1 Elasticidades

Esta subseção apresenta as elasticidades-preço e despesa da eletricidade para os diferentes modelos propostos e para a amostra completa. As subseções posteriores discutem as elasticidades condicionadas às características do domicílio e às regiões do país. As estimações condicionadas permitem analisar o efeito da heterogeneidade das características domiciliares no comportamento do consumidor de energia elétrica e avaliar as diferenças na demanda de energia elétrica dadas as diferenças regionais.

A tabela 17 resume as elasticidades da energia elétrica para as quatro versões do AIDS e do QUAIDS calculadas para a amostra completa e com as médias das variáveis do sistema. As figuras 9 e 10 também apresentam as elasticidades e ajudam na comparação entre os resultados, na medida em que destaca as diferenças existentes entre os modelos e sistemas adotados, bem como a estimação intervalar quando considerado o desvio-padrão.

As estimações estão de acordo com as evidências reportadas pela literatura empírica, quais sejam, o comportamento inelástico do consumidor em relação às variações de preço e renda, uma vez que todas as elasticidades para a energia elétrica são menores do que um. O consumo de eletricidade apresenta as menores elasticidades-preço e despesa dentre as quinze categorias de despesa do sistema de demanda e, portanto, é a categoria de despesa em que o comportamento do domicílio é mais inelástico.

Os resultados da tabela 17 também permitem constatar que existe um viés provocado pela estimação linear, com o AIDS, na elasticidade-despesa da eletricidade, entre 15,29% e 31,09% para cima, a depender das características do domicílio incluídas no modelo. A menor diferença é obtida com os parâmetros estimados do modelo (1). Nesse modelo não são incorporadas as características do domicílio como variáveis demográficas. O viés é mais homogêneo entre as estimativas de elasticidade-preço, com a diferença relativa variando entre -21,11% e -27,36%. Portanto, estimações com termo quadrático implicam em elasticidades-preço maiores (em módulo) e elasticidades-despesa menores.

**Tabela 17:** Elasticidades-preço e despesa na média das variáveis.

Sistema	Elasticidade	Modelo			
		(1)	(2)	(3)	(4)
AIDS	$\mu$	0,108 (0,008)	0,099 (0,008)	0,106 (0,008)	0,097 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,200 (0,036)	-0,202 (0,036)	-0,192 (0,036)	-0,200 (0,036)
QUAIDS	$\mu$	0,094 (0,007)	0,075 (0,008)	0,089 (0,007)	0,075 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,253 (0,031)	-0,263 (0,031)	-0,265 (0,031)	-0,269 (0,031)

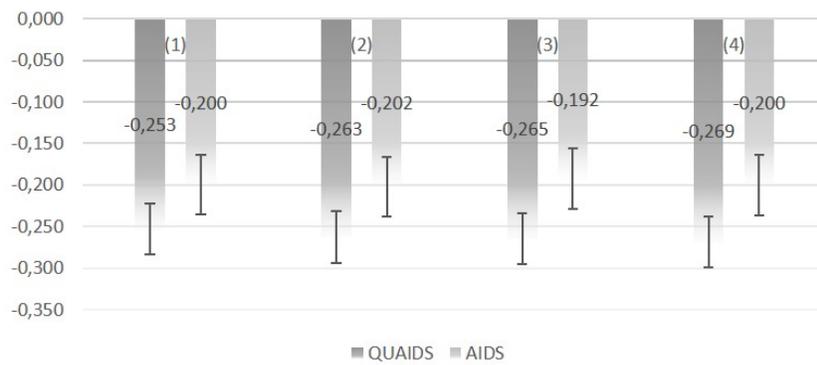
Desvio-padrão entre parênteses.

A inclusão de características do domicílio no sistema de demanda reduz a elasticidade-despesa, seja na estimação com o sistema linear ou com o quadrático, como pode ser observado na figura 10. Apesar das elasticidades variarem no mesmo sentido as magnitudes são diferentes: para o modelo (1) foi estimada em 0,108 com o AIDS e em 0,094 com o QUAIDS, o que implica em um aumento no consumo de aproximadamente 0,9% com o QUAIDS (1,1%, com o AIDS) quando a renda aumenta em 10,0%; no modelo (2), com a variável tamanho do domicílio, estima-se a elasticidade-despesa em 0,099 com o AIDS e 0,075 com o QUAIDS, logo, -8,57% e -19,59%, respectivamente, em relação ao modelo (1); no modelo (3), que inclui as variáveis de presença de criança e de casal, a elasticidade com o AIDS é 0,106, apenas -2,13%, enquanto que no QUAIDS reduz para 0,089, diferença de -5,12% em relação à estimação do modelo (1); a inclusão de variáveis de composição familiar, que resulta no modelo (4), reduz a elasticidade-despesa no AIDS para 0,097, uma diferença de -10,11%, e no QUAIDS para 0,075, uma diferença mais acentuada, de -19,48%.

As elasticidades-preço<sup>12</sup> estimadas com o QUAIDS são maiores quando incluídas as características do domicílio: do modelo (1) ao (4) os valores são 0,253, 0,263, 0,265 e 0,269. O mesmo não pode ser dito quando aplicado o AIDS, pois os valores são de 0,200, 0,202, 0,192 e 0,200 do modelo (1) ao (4), praticamente sem alteração. Portanto, a inclusão de características do domicílio

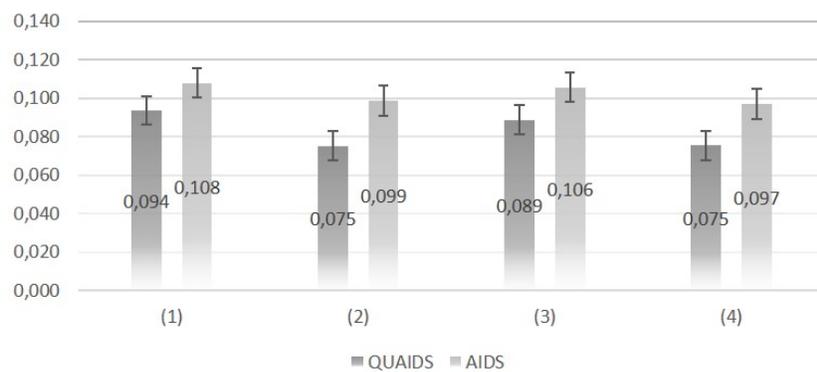
<sup>12</sup>As elasticidades-preço calculadas são negativas, em coerência com a teoria econômica, entretanto, para facilitar as análises e comparações os valores são utilizados em módulo.

**Figura 9:** Elasticidade-preço - QUAIDS x AIDS



Fonte: Elaboração própria.

**Figura 10:** Elasticidade-despesa - QUAIDS x AIDS



Fonte: Elaboração própria.

tem baixa relevância no sistema linear.

A variável de tamanho do domicílio, que captura a economia de escala, provoca um aumento de 3,80% na elasticidade-preço no modelo QUAIDS. O maior valor estimado para a elasticidade-preço com o sistema quadrático é obtido quando as variáveis de composição familiar, que capturam a heterogeneidade na economia de escala, são incluídas. A diferença entre essa elasticidade e a calculada sem característica do domicílio é de 6,15%.

Portanto, as elasticidades da tabela 17 evidenciam que tanto a omissão das variáveis demográficas como a escolha entre as variáveis selecionadas importam não apenas no ajuste do modelo mas, sobretudo, nas elasticidades calculadas, pois, para cada modelo estimado os resultados variam significativamente. Esta evidência é mais acentuada na estimação com o sistema quadrático, onde há viés pela ausência da composição familiar tanto na elasticidade-despesa quanto na elasticidade-preço. O viés da omissão de variável demográfica só não é maior do que o provocado pela forma funcional, que varia entre um quarto e um terço a depender do modelo e da elasticidade considerada.

A tabela 17 também demonstra que os desvios-padrão calculados com o método delta para as elasticidades-preço são maiores do que os calculados para as elasticidades-despesa. Esse comportamento sugere maior heterogeneidade entre os consumidores de energia elétrica nas respostas econômicas devido às mudanças nas tarifas, uma vez que as elasticidades são calculadas para os valores médios das distribuições das variáveis utilizadas.

Na comparação<sup>13</sup> com a literatura nacional a elasticidade-preço, de 0,269, localiza-se no centro da distribuição das estimações de curto-prazo para o mercado local, entre 0,03 e 0,504, conforme tabela 9. Duas ressalvas devem ser feitas à comparação. Primeiro, o período da base de dados é diferente da maioria dos estudos nacionais. Apenas Villareal e Moreira (2016) e Uhr e Uhr (2017) cobrem o período 2008 – 2009. Segundo, o perfil dos dados também difere substancialmente, porque apenas dois estudos recentes adotaram microdados, quais sejam, Hollanda et al. (2010) e Uhr e Uhr (2017).

Hollanda et al. (2010) aplicou um modelo em dois estágios com os microdados da POF02 e estimou elasticidade-preço entre 0,134 e 0,164, a depender do nível de renda. Neste estudo, variáveis no nível do domicílio, como composição familiar e características da moradia, foram

---

<sup>13</sup>As elasticidades consideradas nas comparações são as obtidas com o modelo (4) com o QUAIDS.

utilizadas como controle. Portanto, parte da diferença entre as elasticidades, de  $-50,2\%$ , não pode ser atribuída a omissão de variável demográfica ou ao formato da base de dados, mas pode ser associada ao modelo econométrico. A utilização de um modelo em dois estágios resultou em uma elasticidade-renda próximo a zero. Segundo os autores, isso se deve à estimação de uma demanda condicionada. Entretanto, esta dificuldade evidenciada em Holanda et al. (2010) poderia ter sido contornada, como evidenciado pelos resultados com o sistema de demanda com variáveis demográficas.

Outro estudo que também utilizou microdados foi Uhr e Uhr (2017), reportando elasticidade-preço de 0,504 e elasticidade-renda de 0,205, valor próximo de 0,200 calculado com o modelo (4) com o AIDS. Como a base de dados utilizada é um painel da POF do Estado de São Paulo, as elasticidades calculadas não podem ser extrapoladas para o Brasil. Para contornar esta limitação na comparação, pode-se comparar a elasticidade-preço à estimada para a região Sudeste, disponível no apêndice A, de 0,301, o que implica em uma diferença de aproximadamente dois terços. Esta diferença não pode ser totalmente associada às variáveis de controle, como as características do domicílio, uma vez que os autores adotaram algumas variáveis como a idade dos moradores e o número de jovens no domicílio. Novamente, um possível determinante da significativa diferença seria o modelo adotado.

A comparação dos resultados é melhor com dois estudos recentes com destaque na literatura internacional, porque adotaram sistemas de demanda com microdados. Sun e Ouyang (2016) estima tanto a elasticidade-preço quanto a elasticidade-despesa maiores, 0,3874 e 0,6262 respectivamente. Duas ressalvas podem ser apontadas para esses resultados, a não utilização de variáveis demográficas e de um modelo não linear. Por causa disso, deve-se comparar as elasticidades do modelo linear (1), de 0,108 e 0,200, com as calculadas por Sun e Ouyang (2016) e pode-se concluir que existe uma diferença significativa no comportamento econômico entre os consumidores brasileiros e chineses de energia elétrica residencial. Na análise de Schulte e Heindl (2017) para a Alemanha, com um sistema de demanda com termo quadrático e variáveis demográficas, a elasticidade-preço, de 0,431, e a elasticidade-despesa, de 0,399, são maiores em comparação às elasticidades estimadas com o modelo (4) com QUAIDS com variáveis demográficas.

### 4.3.2 Elasticidades e Características do Domicílio

Esta seção demonstra com mais detalhes a relação existente entre as características do domicílio e as elasticidades-preço e despesa da eletricidade residencial. A tabela 18 resume as elasticidades calculadas para sub-amostras em função do tamanho do domicílio, utilizando o modelo (2), que captura a economia de escala. Os valores adotados para as demais variáveis que compõem as equações das elasticidades, 4.25 e 4.26, são as médias condicionadas para cada sub-amostra.

A elasticidade-despesa da energia elétrica é menor nos domicílios maiores, quando calculada com os parâmetros estimados pelo AIDS. Na média, para um domicílio com um morador o valor é de 0,235, enquanto que um domicílio com cinco moradores tem elasticidade de 0,029, o que implica em uma redução na sensibilidade do domicílio de  $-87,83\%$ . Nos domicílios com três moradores a elasticidade é de 0,098, valor mais próximo da média calculada para a amostra completa.

**Tabela 18:** Elasticidades-preço e despesa do modelo 2

Modelo	Elasticidade	Tamanho do Domicílio					
		1	2	3	4	5	6
AIDS	$\mu$	0,235 (0,007)	0,138 (0,007)	0,098 (0,008)	0,063 (0,008)	0,029 (0,009)	0,009 (0,009)
	$\epsilon_p$	-0,311 (0,031)	-0,230 (0,035)	-0,197 (0,036)	-0,173 (0,038)	-0,151 (0,039)	-0,146 (0,039)
QUAIDS	$\mu$	0,021 (0,008)	0,065 (0,008)	0,081 (0,008)	0,110 (0,008)	0,085 (0,008)	0,079 (0,009)
	$\epsilon_p$	-0,382 (0,027)	-0,294 (0,030)	-0,259 (0,031)	-0,230 (0,032)	-0,208 (0,033)	-0,198 (0,033)

Desvio-padrão entre parênteses.

Quando aplicado o QUAIDS não há redução da elasticidade-despesa com o aumento do tamanho do domicílio. O valor para os domicílios com um morador é de apenas 0,021, enquanto que para quatro moradores é de 0,110, consequência de um aumento de quase cinco vezes na sensibilidade. Porém, a partir deste patamar a elasticidade reduz, pois em domicílios com cinco moradores a elasticidade-despesa é de 0,085 e para seis é de 0,079. Portanto, há um aumento na sensibilidade à medida que aumenta o número de moradores, mas esta relação não é linear. Outra ressalva sobre

as elasticidades é que o desvio-padrão é maior para os domicílios maiores.

A tabela 18 também apresenta a elasticidade-preço para cada modelo, e permite constatar que, para ambos os sistemas, os domicílios maiores são mais inelásticos ao preço. Estima-se, também, que existe uma diferença, dado o tamanho do domicílio, de cinco a sete pontos percentuais entre as elasticidades-preço calculadas com o AIDS e com o QUAIDS. No domicílio com um morador a elasticidade-preço é 0,311 para o AIDS e 0,382 para o QUAIDS, enquanto que no domicílio com seis moradores é 0,197 no AIDS e 0,259 no QUAIDS. O domicílio com três moradores está na média da distribuição dos domicílios e consequentemente a elasticidade-preço para três moradores, em cada sistema, é muito próxima do valor na média para o modelo (2).

A tabela 19 reproduz as elasticidades-despesa e preço para o modelo (3), em que a função escalar inclui variáveis demográficas de presença de casal e de menores de idade. Há uma diferença significativa na elasticidade entre domicílios com casal e sem casal, 0,072 e 0,178 respectivamente, quando os parâmetros são estimados com o AIDS. Não foi verificada essa diferença quando aplicado o QUAIDS, pois a elasticidade-despesa é quase a mesma para domicílios que são formados por casal ou não, 0,090 e 0,091, na média. Portanto, através dessas estimações não se poderia afirmar que domicílios formados por casais seriam menos elásticos às variações na despesa total (ou na renda) domiciliar. A diferença na elasticidade-despesa é pequena na comparação entre os domicílios com e sem menor de idade, quando utilizado o AIDS, pois os valores são 0,102 e 0,110, respectivamente. Quando utilizado o QUAIDS há uma diferença ainda menor na resposta do domicílio à mudança na renda, de apenas 0,003.

Os domicílios formados por casal são, na média, menos sensíveis à variação tarifária, em aproximadamente 28,0% quando aplicado o QUAIDS e em cerca de 37,0% quando a demanda é estimada com o AIDS, como pode ser visualizado na tabela 19. A elasticidade-preço sofre pouca alteração devido à presença de menores de idade no domicílio, de acordo com as estimações do modelo (3). A idade dos menores também aparenta ser uma variável que influencia pouco a sensibilidade dos domicílios, na média, com base neste modelo.

O modelo (4) utiliza como característica do domicílio a composição familiar, através de variáveis demográficas de presença de casal e do número de adultos e menores de idade. Com estas variáveis é possível testar se a economia de escala é heterogênea, i.e., se a resposta do domicílio ao aumento de renda é diferente quando o acréscimo no número de moradores é causado por um

**Tabela 19:** Elasticidades-preço e despesa do modelo 3

Sistema	Elasticidade	Variáveis Demográficas			
		com casal	sem casal	com menor	sem menor
AIDS	$\mu$	0,070 (0,008)	0,173 (0,007)	0,102 (0,008)	0,110 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,159 (0,038)	-0,254 (0,033)	-0,191 (0,036)	-0,194 (0,036)
QUAIDS	$\mu$	0,090 (0,008)	0,091 (0,008)	0,090 (0,008)	0,087 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,233 (0,032)	-0,324 (0,029)	-0,264 (0,031)	-0,265 (0,031)

Desvio-padrão entre parênteses.

**Tabela 20:** Elasticidades-preço e despesa do modelo 3

Sistema	Elasticidade	Variáveis Demográficas	
		criança*	jovem**
AIDS	$\mu$	0,110 (0,008)	0,102 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,195 (0,036)	-0,191 (0,036)
QUAIDS	$\mu$	0,085 (0,007)	0,091 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,268 (0,031)	-0,261 (0,031)

Desvio-padrão entre parênteses.

\*presença de criança de 0 a 12 anos de idade

\*\*presença de maior que 12 anos de idade e menor que 18

adulto ou por uma criança<sup>14</sup>. Na tabela 21 são reportadas as elasticidades-despesa e preço para este modelo.

**Tabela 21:** Elasticidades-preço e despesa do modelo 4

Sistema	Elasticidade	Composição Familiar						
		S0	S1	S2	C0	C1	C2	C3
AIDS	$\mu$	0,232 (0,007)	0,271 (0,006)	0,289 (0,006)	0,107 (0,008)	0,099 (0,008)	0,088 (0,008)	0,119 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,309 (0,031)	-0,345 (0,030)	-0,367 (0,029)	-0,188 (0,036)	-0,178 (0,037)	-0,176 (0,037)	-0,211 (0,035)
QUAIDS	$\mu$	0,033 (0,008)	0,086 (0,008)	0,098 (0,008)	0,046 (0,008)	0,052 (0,008)	0,073 (0,008)	0,060 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,384 (0,027)	-0,418 (0,025)	-0,439 (0,025)	-0,274 (0,031)	-0,266 (0,031)	-0,260 (0,031)	-0,295 (0,030)

Desvio-padrão entre parênteses.

\* tipos de composição familiar: solteiro (S#) e casal (C#);

# representa o número de crianças

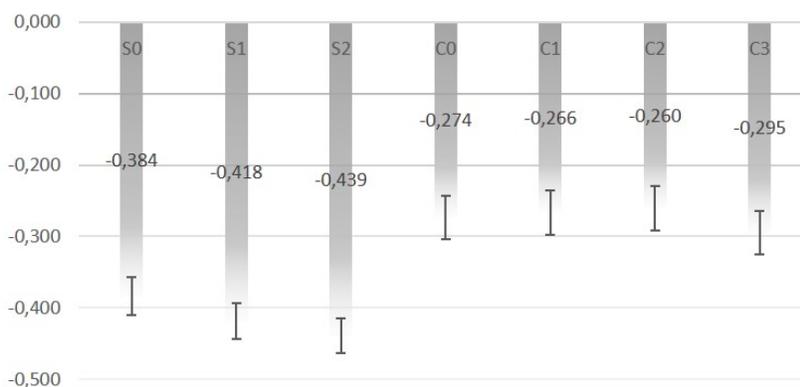
Os domicílios que possuem o mesmo número de moradores mas com composições familiares diferentes possuem elasticidade-despesa distintas na média. Por isso, não é possível rejeitar a hipótese da heterogeneidade na economia de escala. As estimações demonstram que: *i*) no domicílio S1, composto por um solteiro e uma criança, a elasticidade-despesa é 0,086 com o QUAIDS, quase o dobro do valor da elasticidade do domicílio C0, de 0,046; *ii*) os domicílios C1, compostos por um casal e uma criança, tem uma elasticidade-despesa menor, de 0,052, em comparação aos domicílios com três moradores, com elasticidade-despesa estimada de 0,081; *iii*) os domicílios com cinco moradores, possuem elasticidade-despesa média de 0,085, porém os domicílios C3 possuem elasticidade-despesa de 0,060.

As estimações da elasticidade-despesa promovidas com o AIDS para os domicílios compostos por solteiros são significativamente maiores do que as promovidas com o QUAIDS. Isso demonstra a presença de viés em estimações que desconsideram a não linearidade da demanda de energia elétrica residencial. Ainda em relação às estimações com o AIDS, destaca-se que para os domicílios S0 o viés é de quase seis vezes e para os domicílios compostos por casal é de duas vezes.

<sup>14</sup>A heterogeneidade na economia de escala decorrente de variações demográficas está associada ao conceito de escala equivalente (ver Lewbel (1999) para um aprofundamento neste conceito), a mensuração de escala equivalente será apresentada em uma seção posterior.

A tabela 21 também reporta a elasticidade-preço condicionada pela composição familiar. Os resultados permitem concluir que: os domicílios compostos por um casal são menos elásticos à preço; a presença de criança reduz a elasticidade-preço nos domicílios com casal, entretanto este efeito não é acentuado; a elasticidade-preço é maior nos domicílios chefiados por um solteiro quando há presença de criança, esses domicílios representam menos de 5,00% da amostra. As figuras 11 e 12 resumem as elasticidades-preço e despesa condicionadas por composição familiar, com seus respectivos desvios-padrão, calculadas a partir do QUAIDS. Pode-se perceber como o número de menores de idade exerce pouca influência na elasticidade-preço, porque as elasticidades são muito próximas dentro da estimação intervalar.

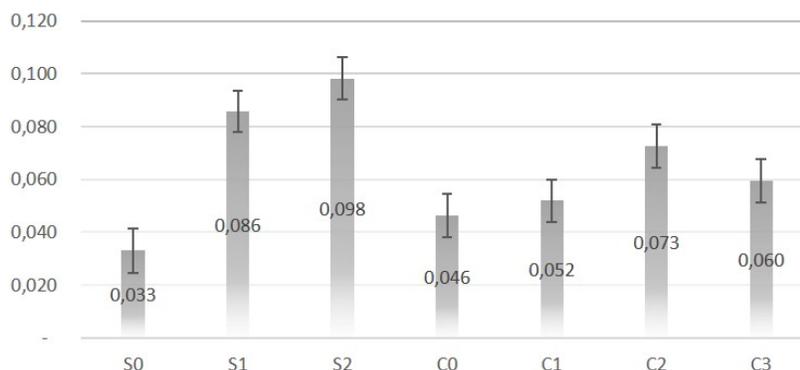
**Figura 11:** Elasticidade-preço por Composição Familiar - QUAIDS (4)



Fonte: Elaboração própria.

A elasticidade-preço é aproximadamente 30,0% menor para os domicílios formados por casal. Solteiro sem criança possui elasticidade-preço estimada em 0,384, enquanto que um casal sem criança possui elasticidade de 0,274. Como consequência disso, pode-se concluir que um domicílio formado por casal tem maior dificuldade de ajustar o consumo de energia elétrica após um aumento na tarifa residencial. Essa situação é um pouco mais acentuada quando há menor de idade no domicílio. Portanto, espera-se que o aumento na tarifa de energia elétrica promova maior impacto no bem-estar dos domicílios compostos por um casal e por crianças, como o C1 e o C2, que representam cerca de 24,0% da amostra. Ou seja, essas composições familiares necessitam promover maior esforço para ajustar o orçamento doméstico e elas representam parcela significativa dos domicílios brasileiros.

**Figura 12:** Elasticidade-despesa por Composição Familiar - QUAIDS (4)



Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados anteriormente demonstram que existem mais diferenças do que similaridades na comparação com as elasticidades encontradas em Schulte e Heindl (2017) para a Alemanha. Os resultados convergentes entre os estudos são: a pequena diferença entre os solteiros e casais na magnitude da elasticidade-despesa; e que o aumento no número de crianças nos domicílios formados por casais é acompanhado por redução na sensibilidade ao preço da eletricidade. Entre as diferenças encontradas entre os resultados deve-se destacar que: a elasticidade-preço é menor entre os solteiros no estudo de Schulte e Heindl (2017); nem os solteiros nem os casais estão próximos das elasticidades médias para a amostra completa no estudo alemão, uma consequência da maior participação de domicílios com solteiros, diferentemente da situação no Brasil em que os domicílios C0, C1, C2 e C3 possuem uma participação maior; a elasticidade-despesa diminui nos domicílios com mais crianças.

### 4.3.3 Elasticidades por Região

A presente seção analisa a heterogeneidade regional das elasticidades-preço e despesa. Variáveis *dummies* regionais foram incorporadas aos sistemas de demanda como variáveis demográficas para controlar pelo efeito fixo de cada região. A base de dados cobre todas as regiões e por isso é possível calcular as elasticidades médias condicionadas para cada região, em que pese que o único Estado da região norte presente na base de dados é o Pará.

A tabela 22 resume as elasticidades calculadas a partir dos parâmetros estimados com o QUAIDS

**Tabela 22:** Elasticidades-preço e despesa por região

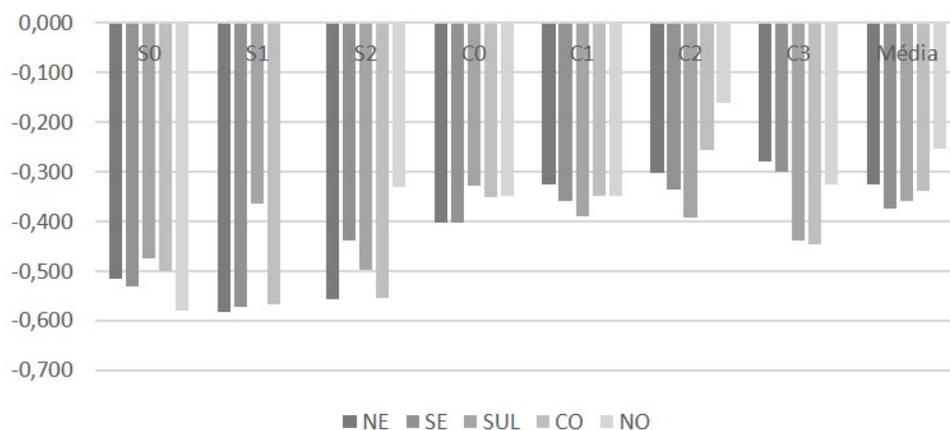
Sistema	Elasticidade*	Região				
		NE	SE	SUL	CO	NO
QUAIDS	$\mu$	0,191 (0,009)	0,247 (0,008)	0,238 (0,009)	0,129 (0,011)	0,112 (0,015)
	$\epsilon_p$	-0,325 (0,029)	-0,374 (0,026)	-0,360 (0,026)	-0,338 (0,029)	-0,253 (0,031)

Desvio-padrão entre parênteses.

\* elasticidades calculadas para a sub-amostra dos domicílios não subsidiados.

4, i.e. com as variáveis de composição familiar. Este modelo foi escolhido por apresentar o melhor ajuste estatístico e para simplificar a análise. Os valores reportados na tabela<sup>15</sup> são da sub-amostra dos domicílios não subsidiados pela Tarifa Social.

**Figura 13:** Elasticidade-Preço por Composição Familiar e Região



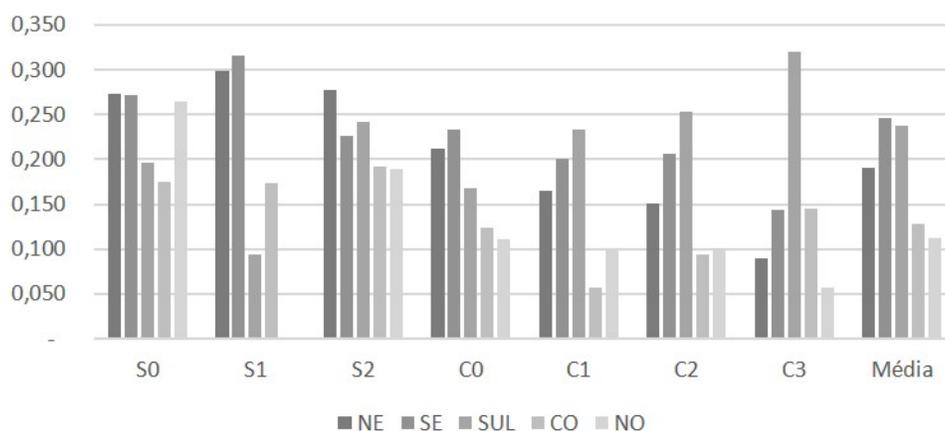
Fonte: Elaboração própria.

Os consumidores de energia elétrica das regiões com maior renda, o Sudeste e o Sul, são mais elásticos à preço e à despesa-total do que os das regiões com menor renda, o Nordeste, o Centro-Oeste e o Norte. A região mais elástica-despesa na eletricidade residencial é o Sudeste e a menos elástica é o Norte. Os domicílios do Sudeste são, na média, mais de duas vezes elásticos do que os

<sup>15</sup>As elasticidades na média da amostra completa estão disponíveis no Apêndice A. Na tabela 48 pode-se constatar que as elasticidades-despesa das regiões nordeste e norte não são factíveis e por esse motivo são utilizadas na análise as elasticidades condicionadas ao não recebimento do subsídio.

do Norte. A sensibilidade à mudança tarifária não varia significativamente entre as regiões, porém, novamente os domicílios mais elásticos são encontrados na região Sudeste e os menos elásticos na região Norte. A elasticidade-preço da região Norte é aproximadamente 30% menor do que a do Sudeste. Portanto, os resultados sugerem que os domicílios com menor renda sofrem maior impacto no bem-estar em função de alterações tarifárias.

**Figura 14:** Elasticidade-Despesa por Composição Familiar e Região



Fonte: Elaboração própria.

As figuras 13 e 14 apresentam as elasticidades por composição familiar e região. Neste gráfico pode-se constatar a heterogeneidade nas respostas econômicas dos domicílios dadas as diferenças regionais e as características dos domicílios. Por exemplo, os solteiros possuem elasticidades-despesa e preço similares nas regiões Nordeste e Sudeste, porém os casais destas regiões não apresentam a mesma semelhança em função de alterações na despesa total, pois a elasticidade-despesa é maior entre os casais do Sudeste. O aumento do número de crianças em um domicílio com casal está associado com o aumento das elasticidades na região Sul. O fenômeno é revertido nas regiões Nordeste, Sudeste e Norte, pois as elasticidades diminuem de magnitude, entretanto, na região Centro-oeste os resultados não são conclusivos.

Os resultados sumarizados na tabela 22 podem ser comparados aos estudos promovidos no Brasil com recortes regionais, como é o caso de Siqueira et al. (2006) e Irffi et al. (2009) que estimaram as elasticidades para a região Nordeste. A elasticidade-preço estimada no presente estudo é maior do que a calculada nos dois estudos citados, porém, é mais próxima da estimada

**Tabela 23:** Elasticidades-preço e despesa por região e composição familiar

Região	Elasticidade	Composição Familiar*						
		S0	S1	S2	C0	C1	C2	C3
NE	$\mu$	0,273 (0,007)	0,299 (0,007)	0,278 (0,007)	0,212 (0,008)	0,164 (0,009)	0,151 (0,009)	0,090 (0,010)
	$\epsilon_p$	-0,515 (0,021)	-0,581 (0,019)	-0,555 (0,020)	-0,403 (0,026)	-0,325 (0,029)	-0,303 (0,030)	-0,278 (0,031)
SE	$\mu$	0,271 (0,007)	0,315 (0,006)	0,226 (0,008)	0,233 (0,008)	0,201 (0,009)	0,206 (0,009)	0,143 (0,010)
	$\epsilon_p$	-0,530 (0,020)	-0,573 (0,018)	-0,439 (0,023)	-0,402 (0,025)	-0,359 (0,026)	-0,337 (0,027)	-0,300 (0,029)
SUL	$\mu$	0,196 (0,009)	0,094 (0,010)	0,242 (0,009)	0,168 (0,010)	0,233 (0,009)	0,253 (0,009)	0,320 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,475 (0,022)	-0,363 (0,026)	-0,497 (0,021)	-0,329 (0,028)	-0,390 (0,025)	-0,393 (0,025)	-0,437 (0,023)
CO	$\mu$	0,174 (0,009)	0,174 (0,009)	0,193 (0,009)	0,124 (0,011)	0,057 (0,011)	0,095 (0,012)	0,145 (0,010)
	$\epsilon_p$	-0,500 (0,022)	-0,567 (0,020)	-0,554 (0,020)	-0,352 (0,028)	-0,347 (0,029)	-0,256 (0,032)	-0,446 (0,024)
NO	$\mu$	0,264 (0,010)	<i>n.a.</i>	0,189 (0,015)	0,110 (0,014)	0,100 (0,015)	0,101 (0,017)	0,057 (0,015)
	$\epsilon_p$	-0,579 (0,018)	<i>n.a.</i>	-0,331 (0,028)	-0,349 (0,028)	-0,347 (0,029)	-0,160 (0,035)	-0,326 (0,029)

Desvio-padrão entre parênteses.

\* tipos de composição familiar: solteiro (S#) e casal (C#); # representa o número de crianças.

n.a.: valores dos parâmetros não factíveis

em Siqueira et al. (2006). A elasticidade-despesa (renda) também é maior do que a reportada nos dois estudos, sobretudo em comparação à Irffi et al. (2009), que estimou a menor elasticidade-renda entre os estudos nacionais, 0,013. O valor reportado por Siqueira et al. (2006) é muito próximo, pois a diferença é de apenas 1,0 p.p.. Duas ressalvas à respeito da comparação devem ser levantadas, primeiro a respeito do perfil dos dados, que nos estudos citados são dados agregados e de anos anteriores, segundo, os métodos aplicados são de séries temporais (VEC e DOLS).

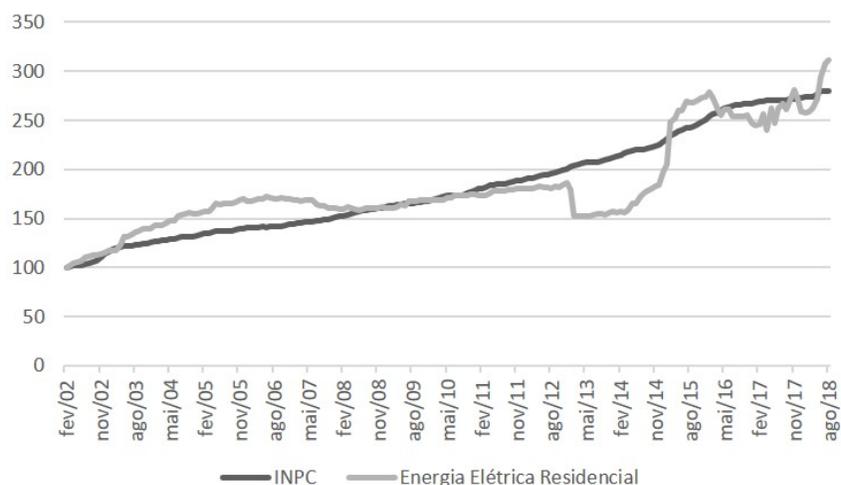
## 4.4 Análises de Bem-estar

A elasticidades-preço e renda são importantes para a análise da demanda residencial de energia elétrica, sobretudo para a estimação da demanda de eletricidade frente a cenários reais ou hipotéticos de alterações na tarifa e na renda, assim como simulações de intervenções no setor elétrico promovidas por políticas públicas, como formulações e revisões de encargos setoriais e tributos. Porém, a estimação de um sistema de demanda completo permite promover outros exercícios a partir da função de despesa de energia elétrica. Análises de bem-estar, como a mensuração de impactos tarifários e o cálculo da escala equivalente, podem ser promovidas a partir de um sistema de demanda completo. O aumento do conhecimento dos *policy makers* sobre essas medidas é importante para que as intervenções no setor elétrico sejam eficientes e provoquem a menor perda de bem-estar possível aos domicílios.

Nas últimas décadas o setor elétrico brasileiro foi estressado por problemas ambientais, intervenções governamentais mal planejadas e revisões de marcos regulatórios. Uma das consequências desse processo foi o significativo aumento na tarifa de energia elétrica residencial, como pode ser visualizado na figura 15. Outra consequência é o desenvolvimento de mecanismos de gestão da demanda, como a tarifa branca, o regime de bandeiras tarifárias e as revisões na estrutura dos subsídios.

As estimações das elasticidades-preço e renda demonstram como os diferentes tipos de domicílios, seja no recorte regional ou no demográfico, apresentam comportamento econômico distintos frente às alterações de preço e renda. Essas evidências são corroboradas por parte da literatura empírica internacional, como demonstrado na seção 3. Portanto, espera-se que o impacto no bem-estar dos domicílios seja tão distinto quanto a reação econômica.

**Figura 15:** INPC e componente da energia elétrica residencial no INPC - jan/2002 = base 100.



Fonte: Elaboração própria. Dados do IBGE (2018)

#### 4.4.1 Escala Equivalente

A escala equivalente é uma medida que permite estimar o quanto a despesa com energia elétrica, de um tipo de domicílio e dada a composição familiar, equivale em relação à despesa com energia elétrica de um domicílio de referência (S0). Os detalhes da metodologia aplicada foram discutidos na seção 4.1. Como consequência, o resultado é uma medida de adultos equivalentes no domicílio, em termos de despesa. Por exemplo, em um domicílio com um adulto e uma criança espera-se que a escala equivalente seja menor do que dois, uma vez que uma criança aumenta o consumo em uma proporção menor do que um adulto.

**Tabela 24:** Escala Equivalente da despesa de energia elétrica para os diferentes domicílios.

S0	S1	S2	C0	C1	C2	C3
1,00	1,03	1,06	1,12	1,16	1,19	1,22

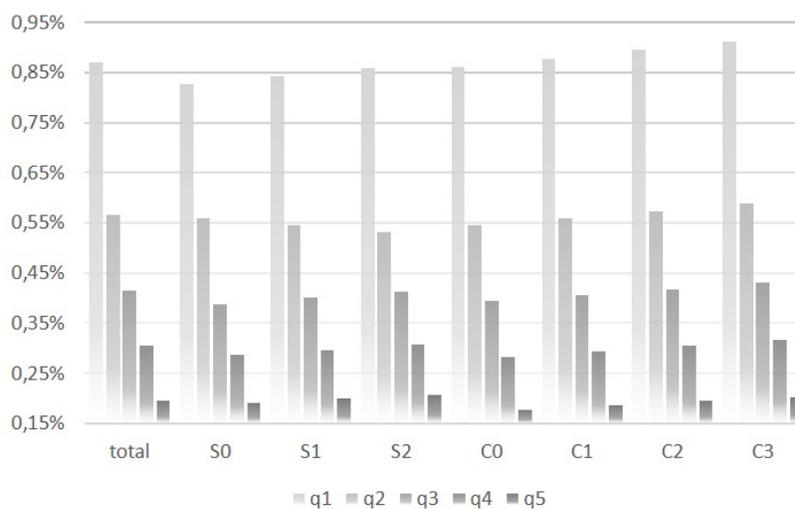
A tabela 24 reporta a escala equivalente da despesa com energia elétrica calculada a partir do QUAIDS demográfico com composição familiar. A primeira conclusão obtida a partir dos resultados, e bastante evidente, é a forte presença de economia de escala, pois os valores da escala equivalente são baixos, portanto, a energia elétrica é um serviço muito compartilhado nos domi-

cílios brasileiros. A segunda é que essa economia de escala é heterogênea, pois o aumento na despesa com energia elétrica é maior quando aumenta o número de adultos, em comparação com o aumento do número de crianças. Terceiro, os domicílios maiores são mais eficientes no uso de energia elétrica em decorrência da significativa economia de escala heterogênea.

#### 4.4.2 Alteração na Tarifa e Impacto no Bem-estar

Esta seção tem o objetivo de avaliar através de microssimulação o impacto no bem-estar dos domicílios decorrente do aumento na tarifa de energia elétrica no Brasil. Como forma de mensurar o impacto no bem-estar adota-se a Variação Compensatória (VC), conforme metodologia demonstrada na seção 4.1.7. A VC relativa ao orçamento domiciliar é utilizada para padronizar as variações entre os diferentes tipos de domicílio e, conseqüentemente, garantir comparabilidade. O cálculo da VC relativa é a divisão da variação compensatória pela despesa total estimada pelo sistema de demanda

**Figura 16:** Variação compensatória relativa estimada com os parâmetros do QUAIDS com variáveis demográficas e com a variação observada na tarifa de energia elétrica entre o período de 2009 e 2018.



Fonte: Elaboração própria.

O período de 2008 a 2009 é o período base, por causa dos dados disponíveis e das estimações do modelo de referência do QUAIDS demográfico<sup>16</sup>. Esse exercício tem como suposto que as ca-

<sup>16</sup>A sociedade brasileira não passou por alterações econômicas tão profundas no período do estudo, como pode ser

racterísticas do domicílio, e demais variáveis demográficas, são constantes no período em análise. Os valores médios das variáveis demográficas são utilizadas, com exceção das variáveis de composição familiar quando as estimações são feitas para cada tipo de domicílio. As médias dos preços de todos os bens e serviços, inclusive da tarifa de energia elétrica, são utilizados na estimação da VC. A despesa total, *proxy* da renda, também é utilizada na média. A mensuração para os quantis da despesa total é promovida com as médias condicionadas de todas as variáveis.

A estimação do impacto no bem-estar é promovida para o período entre 2009 e 2018, no qual a tarifa de energia elétrica aumentou em média 12%<sup>17</sup> acima da inflação no Brasil, i.e., um aumento real em relação ao cenário base da POF de 2008 e 2009. A figura 16 apresenta os resultados da VC relativa, por composição familiar e por grupo de renda. A variação compensatória, e portanto o impacto no bem-estar, nos domicílios brasileiros em decorrência do aumento real da tarifa de energia elétrica no período de 2009 à 2018 correspondeu a 0,42% do orçamento domiciliar.

Também pode-se perceber que o impacto no bem-estar em função do aumento tarifário é mais acentuado nos domicílios maiores, nos formados por casal e nos que possuem menores de idade. Uma ressalva é que a diferença entre os grupos de renda é mais acentuada do que a diferença entre as composições familiares. As diferenças no impacto no bem-estar associadas aos diferentes tipos de domicílio podem ser explicadas por motivos comportamentais, como dificuldades de coordenação do uso de energia elétrica devido à composição familiar com maior número de moradores e presença de crianças. Essa interpretação é corroborada pelas elasticidades estimadas por tipo de domicílio, uma vez que as elasticidades-preço são menores para domicílios formados por casal.

O impacto no bem-estar é maior nos domicílios localizados no trecho inferior da distribuição de renda. A diferença é acentuada nesta comparação, pois o impacto para os domicílios mais pobres é 3,5 vezes maior do que para os mais ricos. A figura 6a da seção 2 ilustra como a participação da despesa com energia elétrica é maior nos domicílios de menor renda e que as diferenças não são tão significativas na comparação entre os tipos de domicílio. Esse fator é uma possível explicação do fenômeno observado na figura 16, porque os domicílios de menor renda destinam maior participação à energia elétrica no orçamento doméstico, uma característica de um bem necessário,

---

constatado pela análise de alguns números: o consumo das famílias teve aumento real de 15% no período, o uso de energia elétrica residencial *per capita* variou cerca de 11,0% e a desigualdade reduziu em menos de 6% até 2015 (último dado disponível). Portanto, a comparação entre os períodos, com base nos dados da sociedade de 2008/2009, pode ser extrapolada e promover conclusões mais gerais.

<sup>17</sup>De acordo com o componente de energia elétrica do INPC.

e como consequência as variações no preço deste bem provocam maior impacto no bem-estar do domicílio de baixa renda. Esse efeito regressivo do aumento da tarifa de energia elétrica também foi evidenciado em Schulte e Heindl (2017) para a Alemanha.

Além desta microsimulação de impacto no bem-estar com base nas variações observadas na tarifa, também pode ser observado na figura 22 no apêndice A os resultados de uma microsimulação do impacto no bem-estar decorrente de um hipotético aumento de 50% na tarifa de energia elétrica. Nesse segundo exercício o padrão não é alterado, pois em média para cada 1 p.p. de aumento real na tarifa espera-se que os domicílios brasileiros necessitem de 0,033 p.p. de aumento no orçamento para manter o mesmo nível de bem-estar.

## 4.5 Robustez dos Resultados

A robustez dos resultados reportados nas seções anteriores é testada através da comparação das elasticidades calculadas a partir do modelo de referência, o QUAIDS (4), com as elasticidades obtidas com outras especificações de sistema de demanda. Duas especificações são propostas<sup>18</sup>: a primeira reduz o número de categorias de despesa de quinze para dez, considerando os gastos com eletricidade, alimentação, transporte, saúde, educação, recreação, despesas pessoais, comunicação, habitação e vestuário; a segunda especificação incorpora uma variável temporal, a semana da coleta dos dados no domicílio.

Com essas duas especificações é possível testar, primeiramente, se diferentes interações entre a despesa com a eletricidade e os outros grupos de bens e serviços causam impacto significativo nas elasticidades e, posteriormente, se há uma dependência temporal nas preferências, sobretudo ao ponto de viesar os efeitos das mudanças nas tarifas de energia elétrica residencial.

Pode-se constatar, através dos resultados apresentados na tabela 25, que a classificação da eletricidade como um bem inelástico, tanto à preço quanto à despesa total, é robusta às mudanças de especificação. Além disso, as elasticidades estimadas com as diferentes especificações propostas são próximas das estimadas com o modelo de referência. A inserção da variável temporal, por exemplo, não altera significativamente a elasticidade-preço, o que evidencia a robustez da especificação do modelo de referência e da estratégia empírica de pareamento com as tarifas de energia

---

<sup>18</sup>As demais configurações do modelo, como as variáveis demográficas, são iguais ao do modelo QUAIDS(4).

**Tabela 25:** Teste de robustez das elasticidades

Modelo	Elasticidade	10 bens	10 bens e var. temporal
QUAIDS	$\mu$	0,078 (0,008)	0,075 (0,008)
	$\epsilon_p$	-0,289 (0,031)	-0,279 (0,031)

Desvio-padrão entre parênteses.

10 bens: eletricidade, alimentação, transporte, saúde, educação, recreação, despesas pessoais, comunicação, habitação e vestuário.

temporal: semana da visita ao domicílio e coleta de dados na POF08.

elétrica.

## 5 Reajuste Tarifário e o Impacto no Estoque de Eletrodomésticos

A energia elétrica promove benefícios aos domicílios através do uso dos aparelhos eletrodomésticos. Características do estoque de eletrodomésticos como o tamanho, a renovação e a intensidade energética podem afetar a demanda de energia elétrica alterando a quantidade consumida e a eficiência energética<sup>1</sup>. Dubin e McFadden (1984) e Reiss e White (2005), por exemplo, modelaram a demanda condicionada de energia elétrica para os domicílios e evidenciaram que a demanda residencial de energia, representada pelas elasticidades-preço e renda, depende da composição do estoque de eletrodomésticos. A projeção do estoque de eletrodomésticos é variável importante no planejamento e nas políticas públicas do sistema elétrico (ver Swan e Ugursal (2009)). Além disso, a literatura de eficiência energética e conservação de energia teoriza que novos eletrodomésticos aumentam a eficiência energética da demanda residencial, porque carregam uma tecnologia mais nova (ver Herring (2006), Geller et al. (2006) e Bichard e Kazmierczak (2012)).

Dado esse contexto, da relação do estoque de eletrodomésticos com a demanda de energia elétrica, através dos possíveis ganhos de eficiência associados a substituição de velhos aparelhos por novos, mas também da expansão do consumo devido ao aumento no estoque, o presente estudo analisa a decisão de aquisição de um novo eletrodoméstico por parte dos domicílios brasileiros no contexto de um aumento tarifário.

O papel do aumento tarifário na mudança de hábito do domicílio é claro, apesar desse efeito ser limitado como evidenciado pela elasticidade-preço negativa e inelástica. O aumento atua como um sinalizador para reduzir a demanda de energia elétrica alterando o comportamento dos moradores no uso dos eletrodomésticos. Com a energia mais cara os domicílios podem alterar a quantidade

---

<sup>1</sup>Deve-se salientar a provável presença de um *rebound effect* promovido por um aparelho mais eficiente, que pode minimizar a conservação de energia associada ao aumento da eficiência (ver Linares e Labandeira (2010)).

e a intensidade na utilização dos aparelhos com o objetivo de ajustar a fatura à despesa anterior ao aumento da tarifa. Entretanto, o aumento tarifário também pode agir como um instrumento de sinalização para a aquisição de novo eletrodoméstico. Porém, este efeito é mais complexo do que o anterior, devido aos possíveis benefícios e custos associados à aquisição de um novo eletrodoméstico.

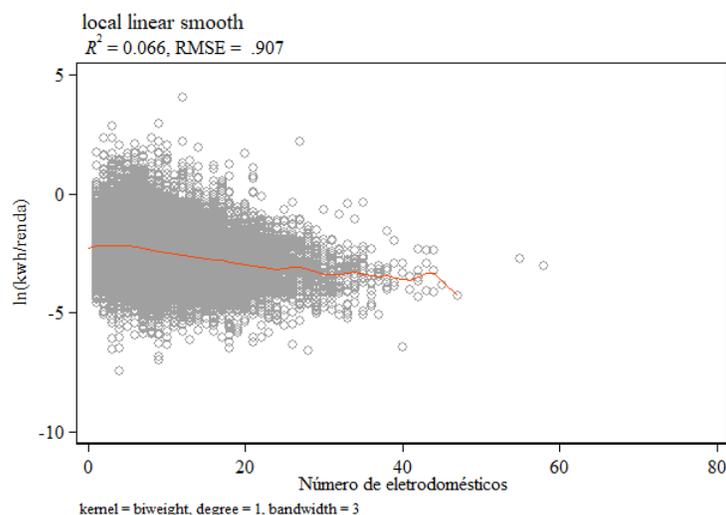
Brounen et al. (2012) evidencia que domicílios com moradias mais antigas são menos eficientes no uso da energia elétrica e que isso decorre do efeito *lock-in* na tecnologia associado com o design da residência e a escolha dos eletrodomésticos, sobretudo na iluminação e no controle de temperatura. Costa e Kahn (2011) fornece uma possível explicação para esse fenômeno ao demonstrar como a energia elétrica mais barata nas décadas mais antigas favoreceu à construção de moradias menos eficientes no uso de energia elétrica.

Em uma análise das consequências do racionamento de energia elétrica no Brasil sobre o comportamento do consumidor residencial de energia elétrica, Costa (2013) demonstrou que a qualidade dos eletrodomésticos, a renovação do estoque e a tecnologia mais recente não contribuíram significativamente para a redução no uso da eletricidade. O estudo verificou que durante o racionamento do início dos anos 2000 os domicílios brasileiros diminuíram o consumo de eletricidade. Entretanto, o principal canal da mudança de comportamento do consumidor, e com efeito persistente no longo prazo, foi a alteração dos hábitos dos moradores. Os domicílios preferiram diminuir o uso de alguns eletrodomésticos, sobretudo os mais preço-elásticos e a renovação do estoque de eletrodomésticos apresentou um papel pequeno na redução do consumo e limitado ao curto prazo.

Soares et al. (2018) estima a eficiência na demanda residencial de energia elétrica no Brasil e verifica que ocorreu uma evolução na eficiência no período recente. Uma hipótese sugerida no estudo, mas não testada, que explicaria o aumento na eficiência seria a renovação do estoque de eletrodomésticos nos domicílios brasileiros por causa do barateamento dos aparelhos. De fato, dados no nível domiciliar, expostos na figura 17, demonstram uma relação negativa entre o consumo de energia elétrica por nível de renda domiciliar em relação ao estoque de eletrodomésticos. Essa medida é uma forma simples de computar a intensidade energética, conforme demonstrado em Filippini e Hunt (2011) e Herring (2006), e que guarda relação com a eficiência energética, inclusive tendo sido utilizada como *proxy* na literatura.

Young (2008) aponta que o preço da energia elétrica importa na decisão do domicílio na subs-

**Figura 17:** Intensidade Energética e Estoque de Eletrodomésticos.



Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008).

tituição de um equipamento antigo e menos eficiente por um novo e mais eficiente, desde que os ganhos monetários pela substituição sejam significativos dada uma análise de custo-benefício. Boardman (2004) condiciona essa decisão à disponibilidade de capital, ao ponto de que domicílios de baixa renda não poderiam pagar por um aparelho mais eficiente e que mantenha o mesmo nível do serviço elétrico com menos despesa com eletricidade.

Linares e Labandeira (2010) destaca fatores que podem fazer com que os domicílios não invistam em aparelhos mais eficientes em um cenário de aumento do preço da energia: a incerteza; a irreversibilidade; a volatilidade dos preços; a racionalidade limitada; a informação incompleta; a heterogeneidade dos domicílios no nível de utilização do novo aparelho e na elasticidade-preço deste eletrodoméstico. Portanto, o que a literatura de eficiência energética esclarece é que há uma relação esperada entre aumento do preço da eletricidade e substituição de aparelhos menos eficientes por mais eficientes, com a ressalva de que essa decisão é condicionada e limitada por outros fatores e envolve um horizonte de longo prazo.

Entretanto, a decisão de aquisição de um novo eletrodoméstico<sup>2</sup>, no sentido de expansão do

<sup>2</sup>A aquisição de um novo eletrodoméstico é explicada pela teoria da demanda de bens duráveis, que possui diferenças relevantes em relação aos bens e serviços de consumo imediato, como evidenciado em Deaton e Muellbauer (1980b).

estoque, inclusive com a aquisição do primeiro aparelho de um determinado tipo (eg. o primeiro ar-condicionado), não é guiada pelo mesmo raciocínio da substituição. Uma vez que o custo de operação, que neste contexto é a despesa com eletricidade, é um novo custo associado a um novo benefício para o domicílio. Enquanto o benefício na substituição é monetário devido a possibilidade de reduzir a despesa com eletricidade, a incorporação de um novo eletrodoméstico ao domicílio promove maior utilidade ao custo da aquisição (custo do capital) e ao custo com eletricidade (custo de operação). Dubin e McFadden (1984), por exemplo, aplicou esse princípio para modelar a decisão conjunta de escolha de aquecedor de água e de ambiente e o consumo de eletricidade e estimou uma elasticidade-preço da eletricidade negativa em relação à escolha pelos aparelhos elétricos.

Parte-se da hipótese de que os domicílios reagem ao aumento tarifário revendo a decisão de gastos com eletrodomésticos. O objetivo, portanto, é avaliar o impacto do aumento na tarifa de energia elétrica residencial no Brasil sobre a decisão de aquisição de novos eletrodomésticos, sem distinguir se o efeito é associado à substituição dos velhos aparelhos ou a expansão do estoque.

A estratégia empírica ideal seria desenvolver um estudo controlado randomicamente para testar se a hipótese é válida, i.e., se os domicílios reagem ao "tratamento", que é o aumento tarifário. Não há possibilidade para um estudo com tal configuração, entretanto, o desenho do mercado residencial de energia elétrica permite avaliar tal hipótese através de outro caminho. A estratégia empírica que viabiliza a análise é baseada nas revisões/reajustes tarifários que ocorrem ao longo do ano em todo o território brasileiro. As mudanças tarifárias atuam como um choque exógeno no preço da energia elétrica para o consumidor residencial porque são submetidas a um processo regulatório específico e que não reproduz a endogeneidade existente entre oferta e demanda. Além disso, a mudança da tarifa de eletricidade ocorre em datas distintas entre concessionárias/distribuidoras de energia elétrica, logo, entre regiões distintas do Brasil.

Esse desenho do processo tarifário permite a comparação do comportamento do consumidor de energia elétrica antes e depois da mudança da tarifa, utilizando domicílios similares localizados em regiões diferentes. Os microdados da POF08 permitem parear os domicílios com base nas características observáveis e fornecem a oportunidade de explorar o desenho do mercado de energia elétrica para uma avaliação de impacto através de um estudo de quase-experimento.

Para promover o pareamento propõe-se dois métodos em dois estágios. O primeiro é o *Coar-*

*sened Exact Matching* (CEM) por causa da presença na base de dados de covariáveis contínuas (IACUS et al., 2012). A adoção do CEM objetiva otimizar o balanceamento nas variáveis contínuas na construção de um grupo de controle: consumo de energia elétrica; renda domiciliar, e; anos de estudo. Após o pré-pareamento com o CEM propõe-se a utilização do *Propensity Score Matching* (PSM) como critério de pareamento com base em mais características observadas dos domicílios, tais como as características da moradia e a composição familiar.

Desta forma, pretende-se superar as limitações da base de dados, comuns em estudos observacionais, quais sejam, o não acompanhamento do mesmo domicílio ao longo do tempo, i.e., antes e depois da revisão/reajuste tarifário. Além disso, com essa combinação de método e dados pode-se obter uma relação causal, através do pareamento, condicional às variáveis observáveis, dos domicílios tratados e de controle.

## 5.1 Contexto

A tarifa de energia elétrica residencial não é um preço livre no Brasil. A determinação da tarifa ocorre através de um processo regulatório sob responsabilidade da ANEEL. A tarifa é determinada uma vez ao ano para cada distribuidora de energia elétrica através de um processo de reajuste ou a cada cinco anos através de um processo de revisão<sup>3</sup>. A tarifa é dividida em duas parcelas, A e B. A parcela A é composta pelos custos não-gerenciáveis, i.e., que independem da gestão da distribuidora: compra de energia, custos de transmissão e encargos setoriais. Os custos gerenciáveis, como os custos operacionais, a depreciação e a remuneração do investimento integram a parcela B.

No reajuste tarifário a parcela A é atualizada e os novos custos, tais como novos encargos de transmissão oriundos da expansão do sistema e o aumento do custo com compra de energia devido a um choque hidrológico, são repassados aos consumidores. A parcela B é corrigida pelo IGP-M e pelo fator X - variável que incorpora os ganhos de produtividade e os incentivos à qualidade. Na revisão tarifária os custos operacionais são reestabelecidos através de método de *benchmarking*, com o objetivo de aumentar a eficiência do setor. Além disso, o capital instalado, que representa a

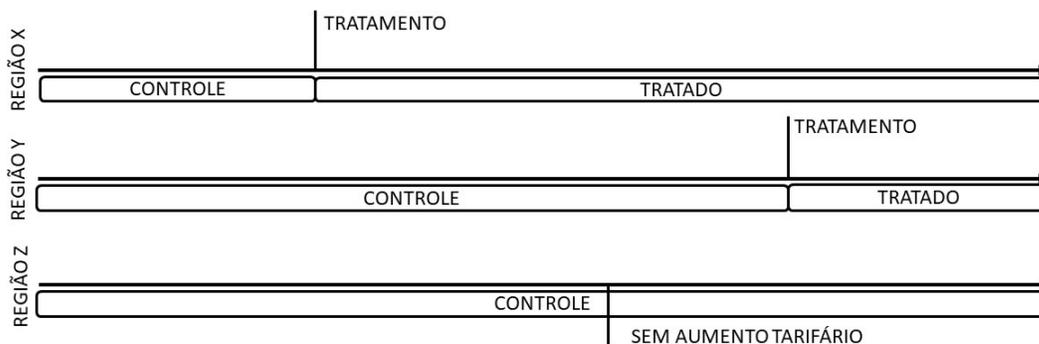
---

<sup>3</sup>A ANEEL também pode promover uma revisão extraordinária da tarifa a qualquer momento, porém, esse mecanismo existe como uma exceção a regra citada anteriormente, com objetivo de corrigir possíveis erros ou desvios que tenham ocorrido no processo regular.

base de remuneração, é revisto com base nos investimentos prudentes<sup>4</sup>.

Esse mecanismo de estabelecimento da tarifa de energia elétrica garante exogeneidade entre oferta e demanda de energia elétrica residencial no Brasil, por diversos motivos: a revisão dos custos operacionais eficientes através de método de *benchmarking* incentiva a distribuidora a não trabalhar com os custos que ela desejaria para maximizar os lucros; os novos custos da expansão do sistema de transmissão são exógenos às distribuidoras e aos consumidores, sobretudo no curto prazo; ocorrem choques naturais na geração de energia elétrica, porque a matriz energética brasileira é majoritariamente hidroelétrica, e esses choques alteram o custo de compra de energia por causa do acionamento de termelétricas.

**Figura 18:** Linha do tempo.



Fonte: Elaboração própria.

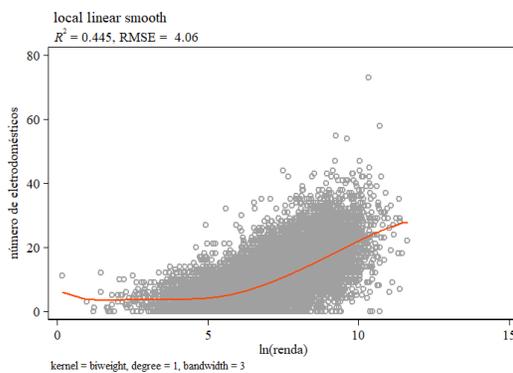
Uma característica fundamental no processo de homologação da tarifa de energia elétrica para as distribuidoras é que a tarifa não é homologada na mesma data para todas as distribuidoras do país (a figura 18 resume esse processo). A data de homologação da tarifa segue a data de aniversário do contrato de concessão de cada distribuidora. Outro ponto importante do processo é que devido às particularidades de cada região, distribuidora e da data da homologação a tarifa não é igual. A tarifa varia entre as regiões de tal forma que pode ocorrer aumento em algumas regiões enquanto

<sup>4</sup>A distribuidora não é remunerada por todo o investimento executado, mas apenas pelo investimento planejado pelo setor e o valor é regulado pela Agência.

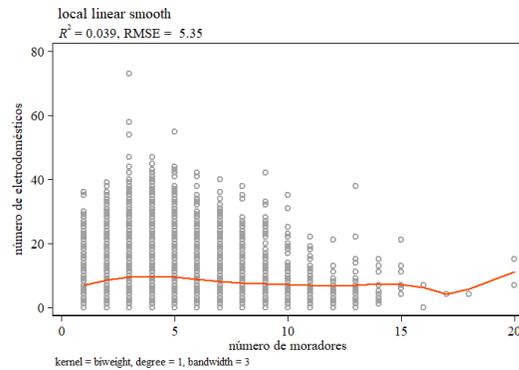
reduz em outras. No período da coleta de dados da POF08 em nove regiões a tarifa reduziu e em dezoito regiões ocorreu aumento, porém, em apenas doze regiões o aumento foi maior do que a inflação do período, portanto, aumento real da tarifa.

A combinação dessas duas características do processo, exogeneidade e variação temporal no estabelecimento da tarifa, criam um desenho de quase-experimento no mercado de energia elétrica residencial. É nesse contexto que pode-se observar o comportamento do consumidor de energia elétrica frente à alteração do preço, porém em outras decisões importantes associadas ao mercado de energia, como a aquisição de um novo eletrodoméstico. Entretanto, como a figura 19 sugere há outros determinantes do estoque de eletrodomésticos de uma residência, como o nível de renda, o número de moradores e o tamanho da moradia.

**Figura 19:** Padrão do estoque de eletrodomésticos.



**(a)** ln(renda) X número de eletrodomésticos.



**(b)** Número de moradores X número de eletrodomésticos.

Fonte: Elaboração Própria. Dados da POF (2008)

A relação entre o número de eletrodomésticos e a renda domiciliar é positiva e acentuada, como reportado na figura 19a. Porém, a relação com o número de moradores não é linear e é menos pronunciada. Muitas outras variáveis são correlacionadas com o nível de renda de um domicílio e o número de moradores, como a educação e o tamanho da residência. Portanto, uma avaliação do impacto do aumento tarifário sobre a aquisição de um novo eletrodoméstico deve considerar essas diferenças na avaliação, com o propósito de evitar efeitos conflitantes.

## 5.2 Dados

A base de dados é composta por microdados da POF08 e as tarifas de energia elétrica disponibilizadas pela ANEEL. A composição da base de dados é similar a comentada na seção 4.2, mas com uma diferença importante, a cobertura desta base de dados é nacional. Isso é possível porque nesta base de dados não há limitação dos preços dos bens e serviços das outras despesas domésticas. A limitação associada a identificação<sup>5</sup> de qual área de concessão o domicílio está vinculado, e conseqüentemente de qual mercado de distribuição de eletricidade ele pertence, existe.

Os dados são configurados como uma *cross-section* entre os meses de maio de 2008 e maio de 2009. Por isso, um domicílio não é acompanhado antes e depois da mudança da tarifa. Entretanto, como dito na seção 5.1, a variação da tarifa de energia elétrica ocorre em períodos diferentes e em regiões diferentes, como pode ser visualizado na tabela 26. Os aumentos tarifários verificados no período ocorreram ao longo do segundo semestre de 2008. Em todas as regiões ocorreram aumento da tarifa mas apenas na região sul nenhum aumento foi acima da inflação. Ao todo, em doze estados brasileiros ocorreu aumento tarifário real no período avaliado.

As informações sobre a aquisição de um novo eletrodoméstico estão disponíveis nas tabelas 27 e 28. Ao todo 37.218<sup>6</sup> domicílios compõem a base de dados distribuídos da seguinte forma: 8.336 domicílio tratados e 28.882 domicílios não tratados, logo, integram o grupo de controle. O tratamento é o aumento da tarifa maior do que a inflação. Esse critério é escolhido para representar um aumento real da tarifa de energia elétrica. O pareamento entre o aumento tarifário e os microdados da POF seguem o padrão adotado no exercício anterior e resumido no Apêndice B. A diferença das médias indica que menos domicílios tratados adquiriram algum eletrodoméstico e que essa diferença é estatisticamente diferente de zero.

Na tabela 28 são apresentadas estatísticas associadas ao tratamento condicionado pelo tempo de exposição do domicílio: até dez semanas após o tratamento; entre dez e vinte semanas; entre vinte e trinta semanas, e; entre trinta e quarenta semanas. Essa configuração serve para testar se a maior exposição ao aumento tarifário modifica o comportamento dos domicílios: se mais domicílios decidem não adquirir um eletrodoméstico ou se os domicílios se adaptam ao novo padrão tarifário

---

<sup>5</sup>Detalhes desta limitação e outras configurações da base de dados são discutidos na seção 4.2

<sup>6</sup>Apesar da POF08 entrevistar mais de 55.000 domicílios a base de dados é reduzida por causa de dados faltantes e da limitação na identificação da área de concessão da distribuidora.

**Tabela 26:** Variação das tarifas por área de concessão e data de homologação.

UF	Distribuidora	RM	Data	Primeiro mês de vigência da tarifa	Aumento na tarifa	Aumento maior que inflação
RO	Ceron	Não	30/11/2008	dezembro-08	Sim	Sim
AC	Eletroacre	Não	30/11/2008	dezembro-08	Sim	Sim
AM	Manaus	Sim	01/11/2008	dezembro-08	Sim	Sim
RR	Boa Vista Energia	Não	01/11/2008	dezembro-08	Sim	Sim
PA	Celpa	Não	07/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
AP	CEA	Não	30/11/2008	dezembro-08	Não	Não
TO	Celtins	Não	04/07/2008	agosto-08	Não	Não
MA	Cemar	Não	28/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
PI	Cepisa	Não	28/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
CE	Coelce	Não	22/04/2008	maio-08	Sim	Não
RN	Cosern	Não	22/04/2008	maio-08	Sim	Não
PB	Energisa PB	Sim	28/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
PE	Celpe	Não	28/04/2008	maio-08	Sim	Não
AL	Ceal	Não	28/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
SE	Energisa SE	Sim	22/04/2008	maio-08	Não	Não
BA	Coelba	Não	22/04/2008	maio-08	Não	Não
MG	Cemig	Não	08/04/2008	maio-08	Não	Não
ES	Escelsa	Sim	07/08/2008	setembro-08	Sim	Sim
RJ	Light	Sim	07/11/2008	dezembro-08	Sim	Não
SP	Eletropaulo	Sim	04/07/2008	agosto-08	Sim	Sim
PR	Copel	Não	24/06/2008	julho-08	Sim	Não
SC	Celesc	Sim	07/08/2008	setembro-08	Não	Não
RS	CEEE	Sim	25/10/2008	novembro-08	Sim	Não
MS	EMS	Não	07/04/2008	maio-08	Não	Não
MT	EMT	Não	07/04/2008	maio-08	Não	Não
GO	Celg	Não	12/09/2008	outubro-08	Sim	Sim
DF	CEB	Não	26/08/2008	setembro-08	Não	Não

**Tabela 27:** Estatísticas descritivas - % de domicílios com novo eletrodoméstico.

	Controle	Tratamento = $\Delta\%$ tarifa > inflação
Domicílios com novo eletrodoméstico	70,34%	62,34%
Diferença		8,00%
Teste-t ( $H_0$ : diferença é zero)		13,90
N	28.882	8.336

e retornam ao comportamento anterior. Em resumo, as diferenças entre os tratados e os controles são estatisticamente diferentes de zero, mas após vinte semanas a diferença diminui.

**Tabela 28:** Estatísticas descritivas - % de domicílios com novo eletrodoméstico - após período de exposição ao aumento da tarifa.

	Tratamento = $\Delta\%$ tarifa > inflação			
	10 semanas de exposição	10 a 20 semanas de exposição	20 a 30 semanas de exposição	30 a 40 semanas de exposição
Domicílios com novo eletrodoméstico	63,54%	61,14%	62,00%	66,01%
Diferença	6,81%	9,20%	8,34%	4,34%
Teste-t ( $H_0$ : diferença é zero)	7,65	10,36	8,67	2,41
N	2.929	2.952	2.474	659

A partir dos microdados da POF08 é possível obter informações valiosas sobre a configuração e o comportamento dos domicílios. Variáveis que definem o tamanho do domicílio e da moradia, o nível de renda e de educação do domicílio e o consumo de energia elétrica compõem a base de dados. A tabela 29 resume estatísticas descritivas dessas variáveis. A comparação das médias demonstra que há pequenas diferenças estatisticamente significativas entre os grupos de tratamento e de controle em variáveis como o consumo de energia elétrica, a renda domiciliar e o número de eletrodomésticos. Nas variáveis socioeconômicas como estudo, idade e composição familiar não há diferença entre os grupos.

### 5.3 Pareamento

O interesse do modelo é estimar o efeito do aumento tarifário, o tratamento, sobre a aquisição de um novo eletrodoméstico por parte de um domicílio. O foco do modelo reside sobre os domicílios localizados nas regiões em que a tarifa de energia elétrica aumentou acima da inflação. Além disso, o aumento tarifário não ocorre ao mesmo tempo em todo o território brasileiro. Na verdade, enquanto em uma região a tarifa aumenta em outra região a tarifa pode estar inalterada.

Devido a natureza do fenômeno não há aleatorização na alocação dos domicílios entre as regiões. De fato, existem muitas diferenças entre os domicílios localizados em uma região que

**Tabela 29:** Estatísticas descritivas - comparação das médias dos grupos e teste t.

	Grupo Tratamento	Grupo Controle	Dif.
Região urbana (dummy)	0,857	0,831	-0,026***
# de cômodos	5,800	6,116	0,316***
Casa (dummy)	0,930	0,919	-0,011***
kwh/ano	1.543,22	1.739,07	195,85***
Renda domiciliar R\$/mês	1.916,47	2.170,27	253,81***
# de moradores	3,532	3,408	-0,124***
Casal (dummy)	0,661	0,674	0,013**
% de menores de idade	0,261	0,245	-0,016***
Anos de estudo (chefe)	6,388	6,521	0,133**
Idade (chefe)	47,273	47,719	0,446**
N	28.882	8.336	37.218

\* 0,1 \*\* 0,05 \*\*\* 0,01

passou por aumento da tarifa e outra que não sofreu, como demonstrado na tabela 29. Por isso, uma simples diferença na variável dependente, a aquisição de um eletrodoméstico, entre o grupo de domicílios tratados e o grupo de não tratados resultaria em uma estatística viesada, pois, capturaria efeitos conflitantes associados às variáveis omitidas (DEHEJIA; WAHBA, 2002).

Adicionalmente, a base de dados não é em painel, portanto uma diferença temporal para o mesmo domicílio também não é possível. Na verdade, os dados disponíveis são configurados em uma *cross-section* ao longo de um ano. A estratégia empírica proposta para contornar essas limitações é explorar as vantagens da base de dados: a mudança tarifária ocorre em regiões diferentes ao longo de um ano; há regiões em que não ocorre o aumento tarifário; a tarifa de energia elétrica varia exogenamente por causa do mecanismo regulatório de revisão/reajuste tarifário; os microdados podem contribuir na construção de grupos de controle e tratamento similares nas variáveis observadas.

Formalmente, o interesse reside na estimação do efeito do tratamento nos tratados (ATT):

$$\tau|_{T=1} = E(\tau_i|T = 1) \quad (5.1)$$

$$= E(Y_{i1}|T = 1) - E(Y_{i0}|T = 1) \quad (5.2)$$

em que  $i$  é o subscrito do domicílio,  $Y_{i1}$  é a variável de interesse, aquisição de eletrodoméstico, quando o domicílio  $i$  é submetido ao tratamento e  $Y_{i0}$  é o valor da variável de interesse quando

o mesmo domicílio é exposto ao controle (ANGRIST; PISCHKE, 2008). Porém, dada a natureza não experimental, não é possível estimar  $E(Y_{i0}|T = 1)$ , o que inviabiliza o resto.

Para substituir a falta de um controle originado de um experimento, propõe-se a busca de pares potenciais dadas as covariáveis ( $X_i$ ) no nível pré-tratamento. Alguns métodos de pareamento são propostos mas em todos os métodos o estimador do ATT é baseado no estimador ponderado da seguinte forma:

$$\Delta = \frac{1}{n} \sum_{i \in T_i=1} [Y_{i1} - \sum_{j \in T_j=0} w(i, j) Y_{j0}] \quad (5.3)$$

em que  $w(i, j)$  soma para um para todos os  $i$ .

O problema então reside em como parer. Pode-se parer a partir de um método que calcula o escore de propensão (DEHEJIA; WAHBA, 2002). Os métodos baseados nesta abordagem mensuram o ATT a partir de uma função,  $p(X_i)$ , como exposto abaixo:

$$\tau^{ATT} = E(Y_1|f(X), T = 1) - E(Y_0|f(X), T = 1) \quad (5.4)$$

o escore de propensão,  $p(X) = Pr[T = 1|X]$ , contém a mesma informação que o vetor de características observáveis, mas reduz o problema da dimensionalidade. Ele define quais domicílios são pareados aos domicílios tratados com base nas características observáveis e o escore também é utilizado para reponderar o ATT. Os métodos de pareamento (ex. *Nearest Neighbor* e *Radius*) se diferenciam na escolha de  $p(X_i)$  e na forma de reponderar o ATT, mas compartilham o suposto de independência condicional, i.e.,  $(Y_0 \perp T)|p(X)$ .

As covariáveis,  $X_i$ , são contínuas e categóricas. A estimação do escore de propensão baseado nesse conjunto de variáveis pode gerar estimadores de pareamento não exatos, devido às variáveis contínuas. Iacus et al. (2012) propõe o *Coarsened Exact Matching* (CEM) como um método de pareamento baseado na criação de estratos a partir das variáveis observáveis. A vantagem<sup>7</sup> deste método é minimizar o desbalanceamento no pareamento, na presença de variáveis contínuas.

O CEM converte as variáveis contínuas em dados de intervalos discretos e constrói estratos de pareamento exato. Tudo isso formulado com um algoritmo que cria os limiares dos estratos. O mesmo procedimento também produz pesos e os domicílios não pareados recebem peso zero, os

<sup>7</sup>Alberini e Towe (2015) adota este método como forma de reduzir o viés associado ao desbalanceamento entre os grupos de controle e tratamento na estimação do ATT do impacto de medidas incentivadoras da eficiência sobre o uso de eletricidade, usando microdados domiciliares (inclusive com consumo de energia elétrica).

pareados recebem peso um se pertencem ao grupo de tratamento e um peso igual a  $\frac{m_c}{m_\tau} \cdot \frac{m_c^s}{m_\tau^s}$  caso pertençam ao grupo de controle (IACUS et al., 2012). O total de domicílios controlados é  $m_c$ , o total de domicílios tratados é  $m_\tau$ ,  $m_c^s$  corresponde ao subtotal de domicílios controlados dentro do estrato  $s$  e  $m_\tau^s$  é o subtotal de domicílios tratados no estrato  $s$ . O balanceamento entre os grupos de tratamento e de controle decorre dos pesos, que por sua vez são função de  $X_i$ .

Posteriormente, o ATT pode ser estimado com qualquer modelo ponderado com os pesos calculados com o CEM. Na presença de uma variável dependente binária, recomenda-se o Logit ponderado pelos pesos do CEM. Uma estratégia alternativa é combinar o CEM e outro método de pareamento, como um *Propensity Score Matching* (PSM). Nessa estratégia, aplica-se o CEM para reduzir o desbalanceamento e identificar os grupos de tratamento e de controle e, posteriormente, estimar o ATT com outro método com a sub-amostra restrita aos domicílios pareados. Pode-se mensurar o desbalanceamento através da estatística de distância  $L_1$  e utilizá-la como critério na escolha do modelo e das variáveis (IACUS et al., 2012). Essa estatística varia entre um e zero e quanto menor for o  $L_1$  melhor o balanceamento nas covariáveis. Deve-se ressaltar que essa é uma medida que deve ser analisada relativamente, i.e., deve-se aplicar antes e depois do pareamento com o mesmo conjunto de covariáveis.

## 5.4 Resultados

### 5.4.1 Resultados do Pareamento

As diferenças entre os domicílios podem determinar a aquisição de um novo eletrodoméstico e, como consequência, prejudicar a estimação do efeito do aumento tarifário real. Um grupo de covariáveis que representa a configuração e o comportamento do domicílio pode ser usado para parear os grupos de controle e de tratamento e minimizar os efeitos conflitantes. Variáveis representativas do comportamento do consumidor como a renda, o consumo de eletrodoméstico e os anos de estudo são utilizadas na aplicação do algoritmo CEM. Além dos motivos citados acima, essas variáveis são contínuas e por isso são mais adequadas a serem utilizadas no pré-pareamento promovido pelo CEM com o objetivo de reduzir o desbalanceamento.

A tabela 30 demonstra as estatísticas do desbalanceamento antes e depois do pareamento com o

CEM e utilizando as covariáveis de renda, consumo de energia elétrica e educação. O  $L_1$  multivariado reduz de 0,5422 para 0,3795 após o pareamento, o que corresponde a  $-30,00\%$  de redução no desbalanceamento geral. O número de domicílios no grupo de tratamento reduz de 8.329 para 6.519, que corresponde a aproximadamente  $22\%$  a menos. A redução no número de domicílios no grupo de controle foi mais acentuada, cerca de  $51\%$  a menos, porém, o número final é quase duas vezes maior do que o total de domicílios no grupo de tratamento. Por fim, as estatísticas de desbalanceamento univariadas melhoram significativamente entre os cenários pré e pós-pareamento. Tanto as diferenças das médias quanto o  $L_1$  se aproximam de zero.

**Tabela 30:** Resultados do pareamento com o algoritmo CEM. Covariáveis: renda mensal domiciliar, consumo de energia elétrica mensal e anos de estudo.

Variáveis	Pré-pareamento		Pós-pareamento	
	$L_1$	Dif. médias	$L_1$	Dif. médias
ln(renda/mês)	0,0679	-0,1216	0,0212	-0,0002
ln(kwh/mês)	0,0629	-0,1183	0,0256	-0,0002
anos de estudo	0,0493	-0,1344	0,0171	-0,0034
$L_1$ multivariado	0,5422		0,3795	
Tratados	8.329		6.519	
Controles	28.857		14.076	

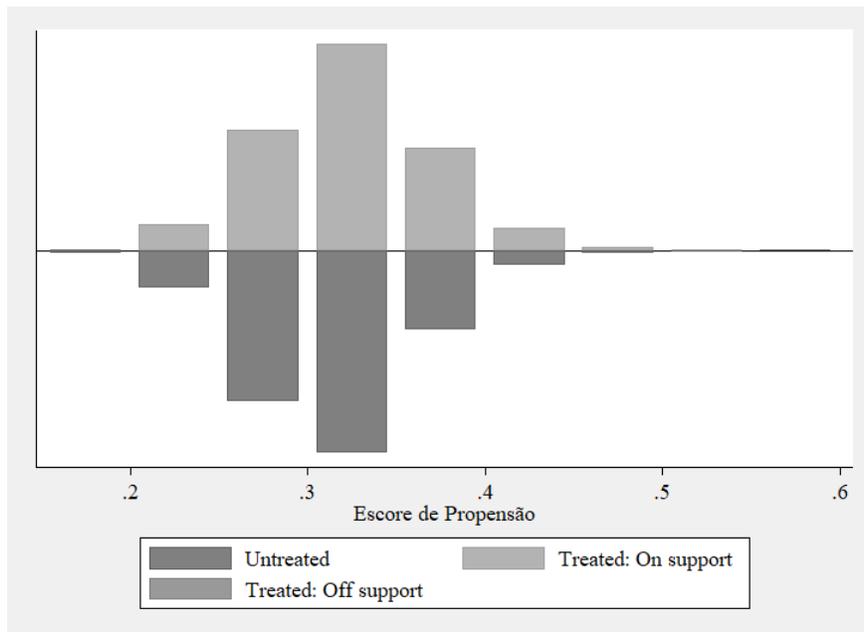
Para fins de comparação, a tabela 31 apresenta as mesmas estatísticas discutidas anteriormente, porém, com a aplicação do algoritmo do CEM à um conjunto maior de covariáveis. Os resultados evidenciam que a redução do desbalanceamento multivariado é pequena e muitas observações são descartadas, o que compromete as estatísticas finais. Em contrapartida, com a inclusão de mais covariáveis no CEM, ocorre uma redução significativa do desbalanceamento univariado para diversas variáveis. Pode-se concluir que há um *trade-off* acentuado entre incluir mais variáveis no CEM e a perda de observações. Este fenômeno é esperado de acordo com Iacus et al. (2012) e deve estar associado com o grande número de estratos construídos, de 32.209.

O algoritmo CEM foi executado como um pré-pareamento. Após esse procedimento, uma nova etapa do pareamento foi promovida com a aplicação de uma regressão logística para estimar o *propensity score*, dada a variável dependente de aumento tarifário. Esse modelo é aplicado apenas para os domicílios pré-pareados com o algoritmo CEM. Das quarenta e três covariáveis disponíveis foram selecionadas oito pelo teste de *balancing property*. Esse grupo de variáveis representa as

**Tabela 31:** Resultados do pareamento com o algoritmo CEM

Variáveis	Pré-pareamento		Pós-pareamento	
	$L_1$	Dif. médias	$L_1$	Dif. médias
$\ln(\text{renda}/\text{mês})$	0,0679	-0,1257	0,0554	0,0000
$\ln(\text{renda}/\text{mês})^2$	0,0687	-1,7388	0,0599	-0,0121
$\ln(\text{kwh}/\text{mês})$	0,0629	-0,1183	0,0559	-0,0084
anos de educação	0,0493	-0,1344	0,0000	0,0000
idade	0,0313	-0,4476	0,0278	0,0326
# de adultos	0,0127	0,0202	0,0000	0,0000
# de menores	0,0345	0,1037	0,0000	0,0000
casa (dummy)	0,0110	0,0110	0,0000	0,0000
região urbana (dummy)	0,0262	0,0262	0,0000	0,0000
$L_1$ multivariado	0,9994		0,9666	
Tratados	8.329		1.540	
Controles	28.857		2.186	

**Figura 20:** Balanceamento do Escore de Propensão.



Fonte: Elaboração própria.

características da moradia e do domicílio: quantidade de cômodos (linear e quadrática), número de dormitórios, casa própria e quitada, região urbana, número de adultos, número de menores de idade e a idade do chefe do domicílio.

O critério do teste é a existência de um número suficiente de domicílios de controle sob o mesmo intervalo de probabilidade dos domicílios tratados. Por fim, o procedimento reportou uma região de suporte comum correspondente ao intervalo entre os escores de propensão de 0,18506809 à 0,58962084, o que resultou na retirada de apenas sete observações, perfazendo um total de 20.588 domicílios. O procedimento descrito acima objetiva garantir que os domicílios pertencentes ao grupo de tratamento possuam domicílios comparáveis no grupo de controle, dadas as covariáveis, e segue o método formulado em Becker e Ichino (2002), baseado na estratégia de Dehejia e Wahba (1999). A figura 20 resume o balanceamento do escore de propensão.

#### **5.4.2 Resultados do ATT**

O Efeito Médio de Tratamento nos Tratados - *Average Treatment on the Treated* (ATT) - é estimado para os domicílios pareados com o CEM e que possuem suporte comum. Além disso, o escore de propensão estimado é utilizado para reponderar o ATT, conforme equação 5.3. Porém, existem diversos métodos para calcular o ATT, i.e., para definir qual é o par de cada domicílio pertencente ao grupo de tratamento e mensurar o impacto associado. Para decidir qual dos métodos a ser adotado foi executada a rotina de testar o balanceamento após o pareamento através das medidas do percentual do viés padrozinado e da sua redução, tanto para as covariáveis individualmente quanto coletivamente, além do teste de *Likelihood Ratio* (LR) da não significância conjunta dos regressores (ver Rosenbaum e Rubin (1985) e Rubin (2001)).

A execução desse procedimento indicou o *Radius* com *caliper*(0,05) como o mais adequado para o pareamento, que corresponde a um *caliper* razoavelmente restrito para a distância máxima permitida entre os escores de propensão dos pareados. Essa medida permitiu exigir uma alta similaridade entre os grupos de tratamento e de controle sem perder muitas observações ao mesmo tempo em que as medidas citadas anteriormente eram respeitadas. O método de *Nearest Neighbor one-to-one* sem reposição, mais restritivo, falhou em reduzir o viés em algumas covariáveis e também falhou no teste de LR. O método de Kernel com Epanechnikov, por sua vez, também falhou no teste de LR e não reduziu o viés conjuntamente de maneira significativa. A figura 21 demonstra

**Tabela 32:** Estimação do ATT. Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real.

	Radius(0,05)	Kernel - normal(0,05)	NN com caliper(0,01)
Dummy Tratamento	-0,0786*** (0,0072)	-0,0777*** (0,0074)	-0,0782*** (0,0087)
N	20.588	20.588	20.588
Tratados	6.519	6.519	6.519
On Support	6.515	6.515	6.512
Off Support	4	4	7
LR $\chi^2$	22,58***	73,72***	19,16**
MeanBias	2,10	3,70	2,70
MedBias	1,70	3,70	2,70

Erro-padrão entre parênteses calculado com *bootstrap*(50) para os métodos Radius e Kernel.

Erro-padrão amostral entre parênteses para o NN com caliper(0,01), Abadie e Imbens (2006).

\* 0,1 \*\* 0,05 \*\*\* 0,01

a redução no viés padronizado sobre as covariáveis.

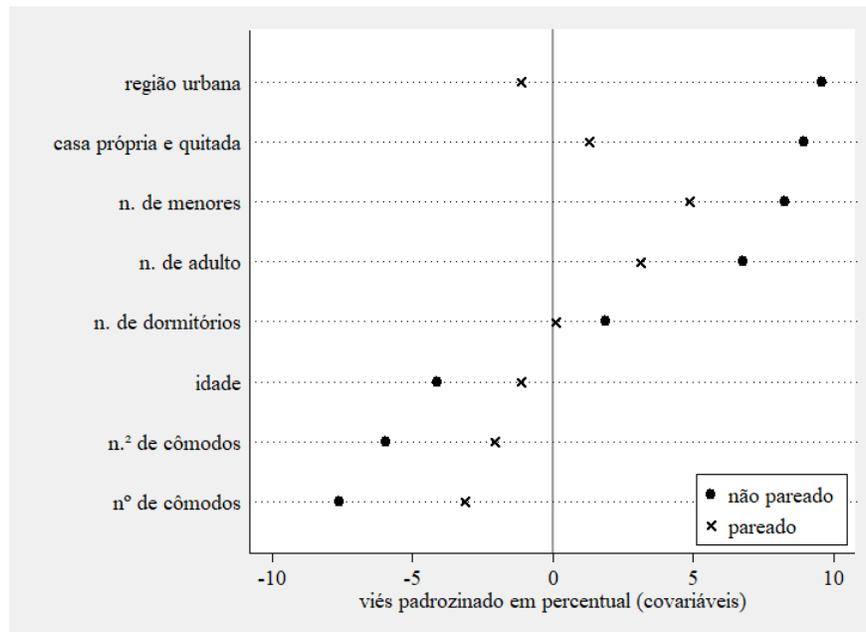
A tabela 32 reporta os resultados para o método *Radius*, com melhor balanceamento nas covariáveis, e também para outros métodos<sup>8</sup>, quais sejam, o *Nearest Neighbor* com caliper(0,01) e o Kernel(normal-0,05). Para todas as escolhas o ATT é estatisticamente significativo à 1,0%. O escore de propensão é utilizado para reponderar o ATT. A diferença do ATT entre as três escolhas de método de pareamento é praticamente nula. Para o modelo mais adequado, o Radius, o ATT é de  $-0,0786$ , i.e., há uma redução média de  $-7,86\%$  no número de domicílios que adquirem um eletrodoméstico após o aumento tarifário da eletricidade.

### 5.4.3 Robustez

Os resultados apresentados anteriormente são obtidos através da utilização da base de dados completa, sem restrições geográficas e temporais. Entretanto, pode-se testar a robustez dos resultados avaliando o impacto condicionado ao tempo de exposição ao tratamento e a algumas regiões. Outro teste de robustez proposto é baseado na abordagem de Rosenbaum (2002) que objetiva testar o poder do ATT perante um possível viés de seleção. Por fim, também se propõe análise de

<sup>8</sup>O *Nearest Neighbor* com caliper não reduziu o viés padronizado de todas as covariáveis e a redução do viés conjunto das covariáveis foi menos significativa do que com o Radius, o que também ocorreu com o Kernel(normal-0,05).

**Figura 21:** Viés padrozinado em percentual das covariáveis.



Fonte: Elaboração própria.

robustez com a inclusão dos preços dos eletrodomésticos como variável de controle.

A tabela 33 apresenta o ATT calculado com as mesmas covariáveis utilizadas para estimar o escore de propensão e com o método Radius(0,07) mas com quatro cenários distintos de tempo de exposição ao tratamento, conforme discutido na seção 5.2. A tabela 34 reporta as estimações restritas às regiões NO, NE e CO, obtidas com os mesmos métodos de pareamento reportados anteriormente. Por fim, a tabela 35 demonstra a análise de sensibilidade para um hipotético, porém não negligenciado, viés de seleção.

O ATT estimado condicionado ao tempo de exposição localiza-se em um intervalo de  $-0,0347$  a  $-0,0890$ . Portanto, o ATT estimado para toda a base de dados está localizado na parte superior desse intervalo. O menor valor calculado corresponde ao tempo de exposição de trinta a quarenta semanas. Neste cenário ocorre uma redução acentuada de tratados e o ATT é significativo apenas à 10,0%. Para o tempo de exposição de mais de 40 semanas o efeito do aumento tarifário não é significativamente diferente de zero e o número de tratados é pequeno. Portanto, o efeito do aumento tarifário sobre o comportamento dos domicílios ocorre nos primeiros sete meses, entretanto, não é possível afirmar que seja estatisticamente diferente de zero após esse período. Essa evidência pode

**Tabela 33:** Robustez: ATT com Radius(0,07). Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real. Avaliação do impacto condicionado ao tempo de exposição.

Exposição	Radius(0,07)				
	até 10 semanas	10 a 20	20 a 30	30 a 40	+40
Dummy Tratamento	-0,0651*** (0,0105)	-0,0890*** (0,0109)	-0,0824*** (0,0108)	-0,0347* (0,0209)	-0,0442 (0,0351)
N	16.348	16.384	15.998	14.587	14.243
Tratados	2.279	2.315	1.929	518	174
On Support	2.278	2.314	1.927	518	174
Off Support	1	1	2	-	-

Erro-padrão entre parênteses calculado com *bootstrap*(50).

\* 0,1 \*\* 0,05 \*\*\* 0,01

ser interpretada como uma readaptação dos domicílios ao novo patamar da tarifa.

O aumento tarifário da energia elétrica ocorreu em apenas três estados das regiões sudeste e centro-oeste e em nenhum estado da região sul. Como consequência, há maior predominância de domicílios tratados nas regiões Norte e Nordeste. Precisamente, em nove estados dos doze que se verificou aumento tarifário. Essas regiões apresentam diferenças significativas, inclusive climáticas, e que poderiam ser fatores não observáveis conflitantes. A partir dessa motivação, propõe-se como teste de robustez a estimação do ATT limitado às regiões Norte e Nordeste. Como pode ser observado na tabela 34, o ATT estimado para a amostra restrita, com os mesmos métodos de pareamento apresentados anteriormente, próximo do ATT estimado para a amostra completa.

Como os métodos de pareamento são baseados nas covariáveis observadas, foi testada a força do suposto de independência condicional, i.e., se fatores não observáveis podem afetar simultaneamente (viés de seleção) o tratamento e a variável dependente ao ponto de modificar o ATT. Propõe-se o método de Rosenbaum (2002)<sup>9</sup> para análise de sensibilidade, que testa como uma covariável não observada deveria ser para alterar o ATT. A abordagem determina limites (*bounds*) do nível de significância do ATT para diferentes níveis de viés de seleção. A tabela 35 apresenta a análise de sensibilidade para o ATT estimado com o Radius(0,05). O Gamma correspondente ao p-valor crítico é de 1,6, portanto, relativamente distante de 1. Pode-se concluir então que para se

<sup>9</sup>O teste promove uma análise de sensibilidade do viés por variável omitida, neste caso um viés de seleção, através da variação do Gamma, um *odds ratio* hipotético, que captura o efeito da covariável não observada de provocar um viés de seleção, e o cálculo de um correspondente p-valor, também hipotético, que representa o limite do nível de significância do efeito do tratamento na presença de auto-seleção no tratamento.

**Tabela 34:** Robustez: ATT com Radius(0,06), Kernel(normal-0,05) e Nearest Neighbors com caliper(0,01). Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Tratamento: aumento tarifário real. Amostra restrita às regiões NO e NE.

	Radius(0,05)	Kernel - normal(0,05)	NN com caliper(0,01)
Dummy Tratamento	-0,0914*** (0,0096)	-0,0906*** (0,0103)	-0,0849*** (0,0115)
Região	NO e NE	NO e NE	NO e NE
N	12.025	12.025	12.025
Tratados	4.587	4.587	4.587
On Support	4.584	4.584	4.581
Off Support	3	3	6

Erro-padrão entre parênteses calculado com *bootstrap*(50) para os métodos Radius e Kernel.

Erro-padrão amostral entre parênteses para o NN com caliper(0,01), Abadie e Imbens (2006).

\* 0,1 \*\* 0,05 \*\*\* 0,01

atribuir a uma covariável não observada a explicação do ATT esta covariável necessitaria produzir um aumento de 1,6 vezes na probabilidade de um domicílio ser tratado (aumento tarifário) e precisaria ser um preditor da aquisição de novo eletrodoméstico. Uma variável candidata a este papel seria os preços dos eletrodomésticos.

A tabela 36 reporta duas análises promovidas com uma variável para os preços dos eletrodomésticos<sup>10</sup>. Desta forma, testa-se a hipótese levantada em Soares et al. (2018). Uma regressão logística ponderada foi utilizada após o primeiro pareamento com o CEM e com os pesos estimados com este método. Como os preços são observados no nível estadual e possuem variação mensal, optou-se por não utilizá-los no PSM. A adoção dessa variável no PSM gerou um desbalanceamento significativo. As estimações reforçam a robustez do impacto do aumento tarifário mesmo na presença de uma variável importante na decisão de aquisição de novo eletrodoméstico.

O conjunto de evidências extraídas a partir de diferentes testes de robustez, isto é, com resultados condicionados a diferentes períodos de exposição, com uma amostra restrita nas regiões, com a análise de sensibilidade da abordagem de Rosenbaum e com a inclusão dos preços dos eletrodomésticos, permite concluir que a metodologia em dois estágios com os métodos CEM e PSM fornece resultados robustos sobre o comportamento do domicílio frente a um aumento tarifário da energia elétrica residencial.

<sup>10</sup>O INPC regional do grupo de eletrodomésticos (base 100 = 01/01/2006) para cada região que dispõe do índice e o nacional para as demais regiões.

**Tabela 35:** Análise de sensibilidade com Rosenbaum Bounds para o viés de seleção.

Gamma	p-valor
1	0,000
1,05	0,000
1,1	0,000
1,15	0,000
1,2	0,000
1,25	0,000
1,3	0,000
1,35	0,000
1,4	0,000
1,45	0,000
1,5	0,001
1,55	0,021
1,6	0,169
1,65	0,533
1,7	0,863
1,75	0,981
1,8	0,999
1,85	1,000

**Tabela 36:** Modelo CEM-Logit. Variável dependente: aquisição de eletrodoméstico (dummy). Variáveis: aumento tarifário real e log natural do índice de preços dos eletrodomésticos.

	CEM-Logit	CEM-Logit
Dummy Tratamento	-0,0770*** (0,0072)	-0,0803*** (0,0073)
ln(peletdom)	0,0020* (0,0011)	0,0029** (0,0011)
Controles	Não	Sim
N	20.595	20.595

Controles: variáveis utilizados no PSM.

Erro-padrão entre parênteses.

\* 0,1 \*\* 0,05 \*\*\* 0,01

## **6 Considerações Finais e Implicações para Políticas Públicas**

Tanto a teoria econômica quanto as evidências empíricas reconhecem o poder limitado das políticas públicas direcionadas à demanda de energia elétrica residencial. Entretanto, a mensuração das reações econômicas e dos impactos no bem-estar no mercado brasileiro e, sobretudo, para os diferentes grupos de domicílios, carecia de uma análise aprofundada. Este estudo contribui para o aprofundamento desta análise ao examinar o comportamento dos domicílios brasileiros no mercado de energia elétrica residencial através da combinação de microdados e métodos microeconômicos ainda não aplicados no contexto local.

A principal contribuição deste estudo é fornecer evidências de que a diferenciação dos domicílios importa na demanda de eletricidade residencial. Os resultados sugerem que: o comportamento dos domicílios brasileiros no mercado de eletricidade residencial se diferencia em função da composição familiar, da região e do nível de renda; os domicílios são mais inelásticos em preço e renda nas regiões mais pobres, como o NE, o NO e o CO; os domicílios maiores são mais inelásticos à preço; a presença de crianças torna os domicílios mais elásticos à renda; domicílios compostos por casal são menos elásticos; a demanda não responde linearmente à renda; os aumentos tarifários possuem um papel de sinalizador para a decisão domiciliar de aquisição de um novo eletrodoméstico, com efeito negativo e significativo no curto prazo.

Do ponto de vista de políticas públicas algumas evidências merecem destaque: os domicílios com mais moradores sofreram perdas de bem-estar levemente maiores do que os domicílios com menos moradores como consequência do aumento tarifário recente no setor residencial; essa perda de bem-estar não foi mais acentuada devido aos benefícios da economia de escala que os domicílios maiores obtêm através do compartilhamento do serviço elétrico; na comparação entre os

grupos de renda, os domicílios de menor renda são os mais prejudicados com o aumento tarifário, quando mensurado o impacto no bem-estar; o impacto do aumento na tarifa sobre a aquisição de eletrodomésticos não demonstra ser duradouro.

A visão desagregada dos dados e, conseqüentemente, do tamanho e da composição dos domicílios evidencia a forte economia de escala no uso da energia elétrica residencial no Brasil. Um domicílio composto por um casal tem custos com eletricidade 1,12 vezes maior do que um domicílio com apenas um adulto. Um domicílio composto por um casal e duas crianças tem custos com eletricidade 1,19 vezes maior do que um domicílio solteiro. Os domicílios maiores são mais eficientes no uso da eletricidade. Portanto, as mudanças demográficas esperadas para países em desenvolvimento como o Brasil, *eg.* a redução no tamanho do domicílio, exige que as evidências a respeito da escala equivalente sejam incorporadas nas simulações do comportamento do consumidor e no planejamento do setor elétrico. Uma simulação que desconsidera a heterogeneidade na economia de escala apresentará resultados viesados de eficiência, conservação de energia ou consumo de eletricidade.

A evidência de que o aumento na tarifa de energia elétrica desincentiva a aquisição de um novo eletrodoméstico, ao menos em parte da população e no curto ou no médio prazo, merece uma reflexão. A teoria econômica e as evidências empíricas demonstram que o domicílio enfrenta um *trade-off* após o aumento da tarifa. O domicílio deve escolher se substitui um equipamento antigo e menos eficiente por um novo e mais eficiente ou adiar a aquisição de um novo eletrodoméstico que ampliaria o estoque, dado o aumento no custo de operação. O que os dados avaliados neste estudo sugerem é que o segundo efeito prevalece no mercado brasileiro, porém não de forma duradoura.

Este é um indicativo de que o comportamento em parte dos domicílios brasileiros é de hesitação perante o aumento tarifário. Uma maior parcela da população preocupada em expandir o estoque de eletrodoméstico e uma menor parcela interessada em substituir os aparelhos pode ser a explicação deste fenômeno. No cômputo geral, a consequência no setor elétrico gravita na expansão do uso da eletricidade e em busca de mais e melhores serviços elétricos e menos na eficiência e na conservação de energia.

No geral, as evidências demonstram que as políticas públicas direcionadas a demanda de energia elétrica com base em aumentos da tarifa podem ser úteis no setor elétrico brasileiro, sobretudo, por causa da gestão da demanda e da influência na aquisição de novos eletrodomésticos. Entre-

tanto, as evidências também demonstram que há muitas limitações. A limitação mais significativa decorre do impacto no orçamento dos domicílios mais pobres, devido ao padrão regressivo do aumento tarifário. No período analisado, entre 2009 e 2018, os domicílios mais pobres sofreram uma perda média de 0,87% do orçamento domiciliar em decorrência do aumento real médio da tarifa de 12%. Esse impacto foi três vezes maior do que o impacto sobre os domicílios mais ricos. Portanto, o aumento da tarifa de energia elétrica pode ser uma fonte de desigualdade de renda.

Além das implicações para políticas públicas direcionadas a demanda, os resultados também reforçam que as análises e formulações de políticas bem como as projeções de demanda, promovidas por qualquer agente do setor elétrico, que desconsideram as particularidades dos domicílios, como a composição domiciliar e a região, promovem uma análise viesada. A elasticidade na média da população desconsidera valiosas informações no nível domiciliar. Como exemplo, as elasticidades-preço e renda na média da população são mais próximas das elasticidades dos domicílios compostos por casal e por domicílios com três moradores.

Conseqüentemente, por causa da heterogeneidade das reações econômicas e do impacto no bem-estar, há implicações fortes nas formulações de políticas públicas de mudança climática e uso de energia elétrica. A taxação do serviço de eletricidade ou o aumento do custo de geração de energia elétrica como incentivo a adoção de fontes renováveis podem provocar aumento da desigualdade. Essa pode ser a maior limitação à adoção de algumas políticas públicas direcionadas a demanda. Nesse contexto, os *policy makers* devem considerar a heterogeneidade das reações econômicas e do impacto no bem-estar dos domicílios, inclusive, ponderando os benefícios ambientais e de conservação de energia frente aos custos econômicos e sociais.

Duas ressalvas devem ser apontadas aos resultados discutidos por este estudo. Primeiro, a análise promovida com o sistema de demanda é estática. A partir da disponibilização de nova pesquisa orçamentária será possível avaliar a dinâmica no comportamento do consumidor de energia elétrica residencial brasileiro. Sobretudo, pode-se verificar se as mudanças demográficas provocaram alterações significativas no padrão do consumo domiciliar. Segundo, a natureza dos dados não possibilitou a separação do efeito substituição do efeito expansão na aquisição de novo eletrodoméstico em função do aumento tarifário.

Uma diferença significativa deste estudo em relação a literatura nacional é a combinação de microdados e métodos microeconômicos. Ainda que diversas evidências internacionais apon-

tassem a importância de análise neste sentido, poucos estudos enveredaram por essa estratégia empírica no contexto local, uma exceção é Costa (2013). Quando o fizeram, limitaram-se à mensuração de elasticidades na média. Além disso, este estudo também promoveu avaliações de bem-estar, mensuração de consequências econômicas no contexto de políticas públicas e análises da demanda de energia elétrica em diferentes grupos de domicílio. Apenas dessa forma foi possível explorar parte do significativo potencial de contribuição dos microdados e dos métodos microeconômicos para a análise da demanda de energia elétrica residencial e das políticas públicas direcionadas a demanda.

## Referências

- ABADIE, A.; IMBENS, G. W. Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 74, n. 1, p. 235–267, 2006.
- ALBERINI, A.; TOWE, C. Information v. energy efficiency incentives: Evidence from residential electricity consumption in maryland. *Energy Economics*, Elsevier, v. 52, p. S30–S40, 2015.
- ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. *Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, (Texto para discussão 489), 1997.
- ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J.-S. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. [S.l.]: Princeton university press, 2008.
- BAKER, P.; BLUNDELL, R.; MICKLEWRIGHT, J. Modelling household energy expenditures using micro-data. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 99, n. 397, p. 720–738, 1989.
- BANKS, J.; BLUNDELL, R.; LEWBEL, A. Quadratic engel curves and consumer demand. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 79, n. 4, p. 527–539, 1997.
- BARDAZZI, R.; PAZIENZA, M. G. Switch off the light, please! Energy use, aging population and consumption habits. *Energy Economics*, Elsevier, v. 65, p. 161–171, 2017.
- BECKER, S. O.; ICHINO, A. Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*, Nova York, v. 2, n. 4, p. 358–377, 2002.
- BELAÏD, F. Understanding the spectrum of domestic energy consumption: Empirical evidence from France. *Energy Policy*, Elsevier, v. 92, p. 220–233, 2016.
- BELAÏD, F. Untangling the complexity of the direct and indirect determinants of the residential energy consumption in France: Quantitative analysis using a structural equation modeling approach. *Energy Policy*, Elsevier, v. 110, p. 246–256, 2017.
- BICHARD, E.; KAZMIERCZAK, A. Are homeowners willing to adapt to and mitigate the effects of climate change? *Climatic Change*, Springer, v. 112, n. 3-4, p. 633–654, 2012.
- BOARDMAN, B. New directions for household energy efficiency: evidence from the UK. *Energy Policy*, Elsevier, v. 32, n. 17, p. 1921–1933, 2004.
- BROUNEN, D.; KOK, N.; QUIGLEY, J. M. Residential energy use and conservation: Economics and demographics. *European Economic Review*, Elsevier, v. 56, n. 5, p. 931–945, 2012.

- BROUNEN, D.; KOK, N.; QUIGLEY, J. M. Energy literacy, awareness, and conservation behavior of residential households. *Energy Economics*, Elsevier, v. 38, p. 42–50, 2013.
- COSTA, D. L.; KAHN, M. E. Electricity consumption and durable housing: understanding cohort effects. *The American Economic Review*, AEA, v. 101, n. 3, p. 88–92, 2011.
- COSTA, F. Can rationing affect long run behavior? Evidence from Brazil. *Mimeo, London School of Economics*, 2013.
- CURTIS, J.; STANLEY, B. Analysing residential energy demand: an error correction demand system approach for ireland. *The Economic and Social Review*, v. 47, n. 2, Summer, p. 185–211, 2016.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 70, n. 3, p. 312–326, 1980.
- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. *Economics and Consumer Behavior*. New York: Cambridge University Press, 1980.
- DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, Taylor & Francis Group, v. 94, n. 448, p. 1053–1062, 1999.
- DEHEJIA, R. H.; WAHBA, S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 84, n. 1, p. 151–161, 2002.
- DUBIN, J. A.; MCFADDEN, D. L. An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption. *Econometrica*, JSTOR, p. 345–362, 1984.
- EIA. *International Energy Outlook*. 2017. Washington, DC.
- EPE. *Balanço Energético Nacional 2017: ano base 2016*. 2017. Rio de Janeiro.
- ESPEY, J. A.; ESPEY, M. Turning on the lights: a meta-analysis of residential electricity demand elasticities. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Cambridge University Press, v. 36, n. 1, p. 65–81, 2004.
- ESTIRI, H. Building and household x-factors and energy consumption at the residential sector: a structural equation analysis of the effects of household and building characteristics on the annual energy consumption of us residential buildings. *Energy Economics*, Elsevier, v. 43, p. 178–184, 2014.
- FILIPPINI, M.; HUNT, L. C. Energy demand and energy efficiency in the OECD countries: a stochastic demand frontier approach. *The Energy Journal*, JSTOR, p. 59–80, 2011.
- FILIPPINI, M.; HUNT, L. C. US residential energy demand and energy efficiency: a stochastic demand frontier approach. *Energy Economics*, Elsevier, v. 34, n. 5, p. 1484–1491, 2012.
- FILIPPINI, M.; PACHAURI, S. Elasticities of electricity demand in urban Indian households. *Energy Policy*, Elsevier, v. 32, n. 3, p. 429–436, 2004.

- FISHER, F. M. *A study in econometrics: the demand for electricity in the United States*. [S.l.]: North-Holland Pub. Co., 1962. v. 27.
- GARCEZ, E. W.; GHIRARDI, A. G. Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica. *Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, n. d34, 2003.
- GELLER, H. et al. Policies for increasing energy efficiency: thirty years of experience in OECD countries. *Energy Policy*, Elsevier, v. 34, n. 5, p. 556–573, 2006.
- GOMES, L. d. S. F. e. *A demanda por energia elétrica residencial no Brasil: 1999 - 2006*. Dissertação Mestrado em Economia Aplicada — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.
- HERRING, H. Energy efficiency—a critical view. *Energy*, Elsevier, v. 31, n. 1, p. 10–20, 2006.
- HOLLANDA, L.; DIAS, V. P.; DUTRA, J. A microdata approach to household electricity demand in Brazil. In: SBE (Ed.). *32<sup>o</sup> Meeting of the Brazilian Econometric Society*. Salvador: [s.n.], 2010.
- HOUTHAKKER, H. S. Some calculations on electricity consumption in Great Britain. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, JSTOR, v. 114, n. 3, p. 359–371, 1951.
- IACUS, S. M.; KING, G.; PORRO, G. Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political analysis*, Cambridge University Press, v. 20, n. 1, p. 1–24, 2012.
- IRFFI, G. et al. Previsão da demanda por energia elétrica para classes de consumo na região Nordeste, usando OLS dinâmico e mudança de regime. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 13, n. 1, p. 69–98, 2009.
- LABANDEIRA, X.; LABEAGA, J. M.; LÓPEZ-OTERO, X. A meta-analysis on the price elasticity of energy demand. *Energy Policy*, Elsevier, v. 102, p. 549–568, 2017.
- LABANDEIRA, X.; LABEAGA, J. M.; RODRIGUEZ, M. A residential energy demand system for Spain. *The Energy Journal*, International Association for Energy Economics, v. 27, n. 2, p. 87–112, 2006.
- LEWBEL, A. Consumer demand systems and household equivalence scales. *Handbook of Applied Econometrics Volume 2: Microeconomics*, Wiley Online Library, p. 155–185, 1999.
- LINARES, P.; LABANDEIRA, X. Energy efficiency: economics and policy. *Journal of Economic Surveys*, Wiley Online Library, v. 24, n. 3, p. 573–592, 2010.
- MATTOS, L. B. d.; LIMA, J. E. d. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. *Nova Economia*, SciELO Brasil, v. 15, n. 3, p. 31–52, 2005.
- MODIANO, E. *Elasticidade renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil*. Rio de Janeiro: Departamento de Economia - PUC/RJ, (Texto para discussão 68), 1984.
- OKAJIMA, S.; OKAJIMA, H. Estimation of Japanese price elasticities of residential electricity demand, 1990–2007. *Energy Economics*, Elsevier, v. 40, p. 433–440, 2013.

- POI, B. Easy demand-system estimation with QUAIDS. *Stata Journal*, v. 12, n. 3, p. 433, 2012.
- POLLAK, R. A.; WALES, T. J. Estimation of complete demand systems from household budget data: the linear and quadratic expenditure systems. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 68, n. 3, p. 348–359, 1978.
- RAY, R. Measuring the costs of children: an alternative approach. *Journal of Public Economics*, Elsevier, v. 22, n. 1, p. 89–102, 1983.
- REISS, P. C.; WHITE, M. W. Household electricity demand, revisited. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 72, n. 3, p. 853–883, 2005.
- ROSENBAUM, P. R. Observational studies. In: *Observational studies*. [S.l.]: Springer, 2002. p. 1–17.
- ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*, Taylor & Francis Group, v. 39, n. 1, p. 33–38, 1985.
- RUBIN, D. B. Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, Springer, v. 2, n. 3-4, p. 169–188, 2001.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. A demanda por energia elétrica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 58, n. 1, p. 68–98, 2004.
- SCHULTE, I.; HEINDL, P. Price and income elasticities of residential energy demand in Germany. *Energy Policy*, Elsevier, v. 102, p. 512–528, 2017.
- SHEPARD, R. W. Cost and production functions. *Princeton: Princeton Univer*, 1953.
- SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in us residential electricity demand: a co-integration approach. *Energy economics*, Elsevier, v. 19, n. 4, p. 493–513, 1997.
- SIQUEIRA, M. L.; JÚNIOR, H. d. H. C.; CASTELAR, I. A demanda por energia elétrica no nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2006.
- SOARES, T. C.; LOPES, L. S.; CUNHA, D. A. da. A eficiência do consumo residencial de energia elétrica no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 21, n. 3, p. 503–523, 2018.
- STONE, R. Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of british demand. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 64, n. 255, p. 511–527, 1954.
- SUN, C.; OUYANG, X. Price and expenditure elasticities of residential energy demand during urbanization: An empirical analysis based on the household-level survey data in china. *Energy Policy*, Elsevier, v. 88, p. 56–63, 2016.

SWAN, L. G.; UGURSAL, V. I. Modeling of end-use energy consumption in the residential sector: A review of modeling techniques. *Renewable and sustainable energy reviews*, Elsevier, v. 13, n. 8, p. 1819–1835, 2009.

UHR, D. d. A. P.; UHR, J. G. Z. Estimation of price and income elasticities for the brazilian household electricity demand. 2017.

VILLAREAL, M. J. C.; MOREIRA, J. M. L. Household consumption of electricity in brazil between 1985 and 2013. *Energy Policy*, Elsevier, v. 96, p. 251–259, 2016.

YOUNG, D. When do energy-efficient appliances generate energy savings? some evidence from canada. *Energy Policy*, Elsevier, v. 36, n. 1, p. 34–46, 2008.

# Apêndice

## A Tabelas

**Tabela 37:** Teste de Likelihood Ratio

Modelo	LL	df	AIC	BIC	LR chi2( $\Delta$ df)	Prob > chi2
AIDS1	399.864,80	413	-798.903,50	-795.682,70	3.958,68	0,00
QUAIDS1	401.844,10	432	-802.824,20	-799.455,20		
AIDS2	400.435,40	420	-800.030,90	-796.755,50	4.187,83	0,00
QUAIDS2	402.529,40	447	-804.164,70	-800.678,80		
AIDS3	400.531,00	443	-800.176,10	-796.721,30	4.190,23	0,00
QUAIDS3	402.626,20	477	-804.298,30	-800.578,40		
AIDS4	400.820,10	452	-800.736,10	-797.211,20	4.212,64	0,00
QUAIDS4	402.926,40	477	-804.898,80	-801.178,80		

\* testes com 18.008 observações

\*\* LL: Likelihood. df: graus de liberdade. AIC: critério de Akaike. BIC: critério bayesiano. LR: LL ratio

\*\*\*  $H_0$ : AIDS# está aninhado no QUAIDS#

**Tabela 38:** Coeficientes do NLSUR: modelo QUAIDS com características do domicílio - # de adultos, # de crianças e casal; variáveis dependentes - razões das despesas dos diferentes grupos de consumo pela soma das despesas.

	Coeficiente	Erro-padrão		Coeficiente	Erro-padrão		Coeficiente	Erro-padrão
$\alpha_1$	0,0310	(0,0043)	$\gamma_{6,1}$	0,0008	(0,0046)	$\eta_{11,1}$	0,0000	(0,0000)
$\alpha_2$	-0,0057	(0,0281)	$\gamma_{7,1}$	0,0304	(0,0030)	$\eta_{12,1}$	-0,0004	(0,0002)
$\alpha_3$	0,1049	(0,0199)	$\gamma_{8,1}$	0,0152	(0,0021)	$\eta_{13,1}$	0,0042	(0,0006)
$\alpha_4$	0,2066	(0,0154)	$\gamma_{9,1}$	0,0093	(0,0029)	$\eta_{14,1}$	-0,0023	(0,0007)
$\alpha_5$	0,0417	(0,0140)	$\gamma_{10,1}$	0,0054	(0,0010)	$\eta_{15,1}$	-0,0023	(0,0007)
$\alpha_6$	0,0031	(0,0225)	$\gamma_{11,1}$	0,0065	(0,0012)	$\eta_{16,1}$	-0,0024	(0,0004)
$\alpha_7$	0,1871	(0,0147)	$\gamma_{12,1}$	0,0041	(0,0009)	$\eta_{17,1}$	0,0031	(0,0003)
$\alpha_8$	0,0927	(0,0110)	$\gamma_{13,1}$	-0,0037	(0,0013)	$\eta_{18,1}$	-0,0026	(0,0003)
$\alpha_9$	0,1415	(0,0145)	$\gamma_{14,1}$	0,0033	(0,0010)	$\eta_{19,1}$	0,0004	(0,0003)
$\alpha_{10}$	0,0282	(0,0069)	$\gamma_{15,1}$	0,0012	(0,0032)	$\eta_{20,1}$	-0,0026	(0,0004)
$\alpha_{11}$	0,0557	(0,0077)	$\lambda_1$	0,0151	(0,0003)	$\eta_{21,1}$	0,0010	(0,0003)
$\alpha_{12}$	0,0220	(0,0047)	$\lambda_2$	-0,0320	(0,0022)	$\eta_{22,1}$	0,0000	(0,0004)
$\alpha_{13}$	-0,0069	(0,0065)	$\lambda_3$	-0,0087	(0,0012)	$\rho_1$	-0,8096	(0,0310)
$\alpha_{14}$	0,0218	(0,0058)	$\lambda_4$	0,0004	(0,0010)	$\rho_2$	0,1692	(0,0204)
$\alpha_{15}$	0,0766	(0,0160)	$\lambda_5$	-0,0045	(0,0012)	$\rho_3$	-0,0455	(0,0278)
$\beta_1$	0,0432	(0,0018)	$\lambda_6$	0,0005	(0,0014)	$\rho_4$	0,0524	(0,0205)
$\beta_2$	-0,2567	(0,0123)	$\lambda_7$	0,0105	(0,0008)	$\rho_5$	-0,2150	(0,0363)
$\beta_3$	-0,0304	(0,0073)	$\lambda_8$	0,0027	(0,0006)	$\rho_6$	0,1295	(0,0209)
$\beta_4$	0,0332	(0,0058)	$\lambda_9$	0,0036	(0,0007)	$\rho_7$	0,0435	(0,0289)
$\beta_5$	-0,0173	(0,0067)	$\lambda_{10}$	-0,0020	(0,0007)	$\rho_8$	-0,0395	(0,0204)
$\beta_6$	0,0141	(0,0084)	$\lambda_{11}$	0,0104	(0,0003)	$\rho_9$	-0,0690	(0,0285)
$\beta_7$	0,0817	(0,0047)	$\lambda_{12}$	0,0063	(0,0004)	$\rho_{10}$	0,0834	(0,0285)
$\beta_8$	0,0292	(0,0035)	$\lambda_{13}$	-0,0023	(0,0003)	$\rho_{11}$	0,0202	(0,0042)
$\beta_9$	0,0312	(0,0043)	$\lambda_{14}$	0,0014	(0,0002)	$\rho_{12}$	0,0067	(0,0154)
$\beta_{10}$	-0,0012	(0,0041)	$\lambda_{15}$	-0,0015	(0,0010)	$\rho_{13}$	0,0836	(0,0258)
$\beta_{11}$	0,0387	(0,0017)	$\eta_{1,1}$	-0,0024	(0,0004)	$\rho_{14}$	-0,0669	(0,0280)
$\beta_{12}$	0,0313	(0,0021)	$\eta_{2,1}$	0,0031	(0,0003)	$\rho_{15}$	-0,0546	(0,0368)
$\beta_{13}$	-0,0116	(0,0020)	$\eta_{3,1}$	-0,0026	(0,0003)	$\rho_{16}$	0,0196	(0,0336)
$\beta_{14}$	0,0073	(0,0013)	$\eta_{4,1}$	0,0004	(0,0003)	$\rho_{17}$	-0,0214	(0,0174)
$\beta_{15}$	0,0074	(0,0060)	$\eta_{5,1}$	-0,0026	(0,0004)	$\rho_{18}$	0,0098	(0,0022)
$\gamma_{1,1}$	0,0321	(0,0012)	$\eta_{6,1}$	0,0010	(0,0003)	$\rho_{19}$	0,0569	(0,0180)
$\gamma_{2,1}$	-0,0577	(0,0051)	$\eta_{7,1}$	0,0000	(0,0004)	$\rho_{20}$	0,1030	(0,0198)
$\gamma_{3,1}$	-0,0372	(0,0042)	$\eta_{8,1}$	-0,0005	(0,0002)	$\rho_{21}$	0,0182	(0,0086)
$\gamma_{4,1}$	0,0248	(0,0031)	$\eta_{9,1}$	-0,0012	(0,0003)	$\rho_{22}$	0,0071	(0,0059)
$\gamma_{5,1}$	-0,0345	(0,0025)	$\eta_{10,1}$	0,0007	(0,0003)			
N		18.008						
$\alpha_0$		6						
Demográficas		22						
Log-likelihood		402.926						

**Tabela 39:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 1 do AIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,108</b> (0,008)	-0,634 (0,143)	-1,033 (0,120)	0,373 (0,090)	-0,385 (0,075)	0,420 (0,133)	0,438 (0,088)	0,202 (0,061)	0,037 (0,084)	0,194 (0,027)	0,145 (0,036)	0,113 (0,027)	-0,062 (0,038)	0,004 (0,028)	0,280 (0,097)
2	<b>0,961</b> (0,007)	-0,111 (0,146)	-0,075 (0,088)	0,306 (0,066)	-0,249 (0,057)	-0,385 (0,102)	-0,160 (0,065)	0,054 (0,046)	0,095 (0,063)	0,159 (0,021)	-0,055 (0,028)	0,130 (0,021)	0,023 (0,028)	0,004 (0,023)	0,318 (0,074)
3	<b>1,319</b> (0,015)	-0,532 (0,335)	-0,730 (0,477)	0,543 (0,215)	-1,183 (0,194)	-2,992 (0,399)	1,839 (0,288)	-0,065 (0,194)	0,887 (0,281)	0,137 (0,064)	0,075 (0,137)	-0,081 (0,075)	0,096 (0,144)	0,124 (0,121)	0,960 (0,308)
4	<b>1,433</b> (0,024)	0,283 (0,479)	2,072 (0,410)	-3,823 (0,416)	0,690 (0,255)	0,528 (0,460)	-1,132 (0,316)	-0,043 (0,219)	-0,196 (0,320)	-0,305 (0,087)	0,287 (0,134)	-0,046 (0,095)	-0,131 (0,138)	-0,085 (0,123)	-0,558 (0,339)
5	<b>1,141</b> (0,015)	-0,225 (0,220)	-1,194 (0,198)	0,382 (0,136)	-1,328 (0,172)	-0,114 (0,246)	1,006 (0,176)	0,184 (0,119)	-0,442 (0,162)	0,281 (0,048)	0,209 (0,069)	-0,139 (0,046)	0,115 (0,071)	0,074 (0,061)	1,071 (0,164)
6	<b>1,049</b> (0,014)	0,116 (0,299)	-1,154 (0,307)	0,230 (0,186)	-0,079 (0,186)	-1,271 (0,514)	1,358 (0,324)	0,441 (0,181)	-0,238 (0,262)	0,172 (0,059)	0,778 (0,121)	0,028 (0,069)	0,036 (0,122)	0,114 (0,112)	0,704 (0,291)
7	<b>1,536</b> (0,026)	0,520 (0,688)	-1,870 (0,804)	-1,660 (0,462)	2,717 (0,481)	4,868 (1,172)	-2,611 (1,002)	-2,126 (0,494)	-0,157 (0,712)	-1,095 (0,146)	-1,576 (0,339)	0,220 (0,180)	-0,682 (0,322)	-0,282 (0,314)	-2,919 (0,673)
8	<b>1,306</b> (0,020)	0,205 (0,467)	0,437 (0,515)	-0,055 (0,304)	0,464 (0,307)	1,488 (0,621)	-2,010 (0,469)	-2,318 (0,431)	1,813 (0,536)	-0,470 (0,094)	-0,200 (0,220)	-0,115 (0,115)	0,235 (0,204)	-0,358 (0,209)	-0,252 (0,463)
9	<b>1,153</b> (0,016)	-0,009 (0,432)	1,605 (0,505)	-0,172 (0,301)	-0,777 (0,284)	-0,564 (0,610)	-0,090 (0,457)	1,233 (0,363)	-1,812 (0,622)	0,035 (0,081)	-0,147 (0,213)	-0,139 (0,116)	0,025 (0,197)	0,072 (0,219)	-0,997 (0,427)
10	<b>0,835</b> (0,013)	0,095 (0,108)	0,855 (0,292)	-0,190 (0,062)	0,396 (0,063)	0,324 (0,104)	-0,508 (0,070)	-0,225 (0,048)	0,041 (0,061)	-1,080 (0,036)	-0,160 (0,027)	-0,072 (0,022)	0,037 (0,028)	-0,026 (0,023)	-0,546 (0,070)
11	<b>0,192</b> (0,010)	0,184 (0,046)	-0,331 (0,377)	0,466 (0,192)	0,638 (0,187)	2,861 (0,432)	-1,510 (0,333)	-0,172 (0,227)	-0,182 (0,325)	-0,284 (0,054)	-1,813 (0,212)	0,047 (0,079)	0,486 (0,141)	-0,355 (0,153)	-0,524 (0,297)
12	<b>0,262</b> (0,014)	0,152 (0,038)	1,674 (0,220)	-0,021 (0,147)	-0,330 (0,133)	0,190 (0,266)	0,270 (0,190)	-0,096 (0,129)	-0,188 (0,190)	-0,121 (0,047)	0,048 (0,085)	-1,232 (0,074)	-0,003 (0,084)	0,142 (0,116)	-0,593 (0,196)
13	<b>1,302</b> (0,024)	-0,219 (0,644)	0,417 (0,854)	-0,404 (0,431)	0,659 (0,416)	0,251 (0,942)	-1,447 (0,686)	0,529 (0,458)	0,077 (0,655)	0,132 (0,122)	1,021 (0,307)	-0,035 (0,170)	-1,967 (0,415)	-0,046 (0,287)	-0,838 (0,630)
14	<b>0,970</b> (0,043)	-0,007 (1,442)	0,255 (1,976)	-0,711 (1,060)	1,195 (0,981)	2,429 (2,376)	-1,635 (1,843)	-2,205 (1,292)	0,662 (2,003)	-0,325 (0,279)	-2,143 (0,916)	0,767 (0,641)	-0,121 (0,791)	-1,104 (1,641)	-0,087 (1,807)
15	<b>1,040</b> (0,011)	0,078 (0,039)	1,017 (0,242)	-0,235 (0,153)	0,912 (0,139)	0,788 (0,326)	-0,887 (0,208)	-0,074 (0,151)	-0,474 (0,205)	-0,361 (0,045)	-0,190 (0,093)	-0,195 (0,057)	-0,118 (0,091)	-0,005 (0,095)	-2,147 (0,282)

**Tabela 40:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 2 do AIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,099</b> (0,008)	-0,688 (0,143)	-0,994 (0,121)	0,396 (0,091)	-0,393 (0,076)	0,528 (0,133)	0,374 (0,088)	0,203 (0,061)	0,058 (0,084)	0,196 (0,027)	0,100 (0,036)	0,118 (0,027)	-0,047 (0,039)	0,006 (0,028)	0,247 (0,096)
2	<b>0,960</b> (0,007)	-0,118 (0,146)	-0,996 (0,088)	0,299 (0,066)	-0,245 (0,057)	-0,398 (0,102)	-0,152 (0,065)	0,052 (0,046)	0,089 (0,064)	0,154 (0,021)	-0,046 (0,028)	0,129 (0,021)	0,022 (0,029)	0,003 (0,023)	0,326 (0,074)
3	<b>1,326</b> (0,016)	-0,515 (0,335)	-0,827 (0,480)	0,552 (0,216)	-1,218 (0,196)	-3,157 (0,402)	1,962 (0,291)	-0,102 (0,196)	0,966 (0,284)	0,150 (0,064)	0,106 (0,137)	-0,078 (0,075)	0,084 (0,145)	0,141 (0,122)	1,017 (0,312)
4	<b>1,476</b> (0,024)	0,302 (0,479)	1,040 (0,412)	-3,756 (0,417)	0,665 (0,256)	0,577 (0,461)	-1,125 (0,318)	-0,077 (0,220)	-0,089 (0,322)	-0,296 (0,088)	0,248 (0,133)	-0,049 (0,096)	-0,138 (0,139)	-0,073 (0,124)	-0,707 (0,340)
5	<b>1,134</b> (0,016)	-0,229 (0,220)	-1,228 (0,200)	0,371 (0,137)	-1,348 (0,174)	-0,189 (0,250)	1,041 (0,180)	0,181 (0,120)	-0,438 (0,164)	0,288 (0,048)	0,204 (0,070)	-0,125 (0,047)	0,125 (0,072)	0,071 (0,063)	1,147 (0,166)
6	<b>1,086</b> (0,014)	0,153 (0,299)	-2,415 (0,310)	0,250 (0,186)	-0,139 (0,189)	-1,456 (0,523)	1,507 (0,331)	0,399 (0,184)	-0,181 (0,267)	0,200 (0,060)	0,783 (0,122)	0,044 (0,071)	0,044 (0,123)	0,118 (0,115)	0,811 (0,296)
7	<b>1,473</b> (0,027)	0,437 (0,115)	5,465 (0,813)	-1,645 (0,465)	2,817 (0,492)	5,418 (1,199)	-3,127 (1,022)	-2,022 (0,499)	-0,199 (0,719)	-1,143 (0,148)	-1,691 (0,341)	0,177 (0,184)	-0,667 (0,326)	-0,278 (0,321)	-3,242 (0,687)
8	<b>1,317</b> (0,020)	0,205 (0,468)	-0,270 (0,519)	-0,101 (0,305)	0,455 (0,311)	1,345 (0,631)	-1,914 (0,473)	-2,320 (0,433)	1,801 (0,539)	-0,458 (0,095)	-0,137 (0,218)	-0,092 (0,117)	0,248 (0,205)	-0,376 (0,210)	-0,113 (0,471)
9	<b>1,168</b> (0,016)	0,007 (0,433)	1,746 (0,509)	-0,071 (0,303)	-0,772 (0,288)	-0,430 (0,622)	-0,119 (0,462)	1,224 (0,365)	-1,782 (0,626)	0,021 (0,081)	-0,198 (0,212)	-0,193 (0,117)	-0,024 (0,199)	0,109 (0,221)	-1,224 (0,435)
10	<b>0,853</b> (0,013)	0,095 (0,108)	0,241 (0,087)	-0,183 (0,062)	0,404 (0,063)	0,375 (0,104)	-0,535 (0,071)	-0,219 (0,048)	0,031 (0,061)	-1,076 (0,037)	-0,161 (0,027)	-0,077 (0,022)	0,034 (0,028)	-0,025 (0,023)	-0,580 (0,070)
11	<b>0,136</b> (0,010)	0,128 (0,289)	0,389 (0,376)	0,415 (0,191)	0,627 (0,187)	2,888 (0,435)	-1,622 (0,335)	-0,106 (0,226)	-0,256 (0,324)	-0,283 (0,054)	-1,836 (0,209)	0,062 (0,080)	0,509 (0,141)	-0,370 (0,154)	-0,453 (0,300)
12	<b>0,244</b> (0,014)	0,158 (0,232)	-0,142 (0,223)	-0,023 (0,148)	-0,290 (0,135)	0,257 (0,272)	0,223 (0,194)	-0,070 (0,130)	-0,275 (0,193)	-0,131 (0,048)	0,064 (0,086)	-1,232 (0,075)	0,006 (0,086)	0,111 (0,118)	-0,568 (0,201)
13	<b>1,333</b> (0,025)	-0,178 (0,645)	0,501 (0,863)	-0,425 (0,433)	0,714 (0,422)	0,317 (0,952)	-1,418 (0,694)	0,557 (0,460)	-0,088 (0,660)	0,120 (0,123)	1,067 (0,305)	-0,017 (0,173)	-1,943 (0,418)	-0,122 (0,290)	-0,797 (0,641)
14	<b>1,011</b> (0,045)	0,012 (1,445)	2,339 (1,993)	-0,607 (1,063)	1,150 (1,003)	2,516 (2,444)	-1,615 (1,883)	-2,314 (1,296)	0,999 (2,016)	-0,319 (0,283)	-2,233 (0,919)	0,591 (0,655)	-0,332 (0,798)	-0,800 (1,666)	-0,537 (1,869)
15	<b>0,998</b> (0,011)	0,066 (0,242)	0,904 (0,269)	-0,299 (0,154)	0,979 (0,140)	0,916 (0,331)	-0,987 (0,212)	-0,027 (0,153)	-0,580 (0,209)	-0,379 (0,045)	-0,168 (0,094)	-0,187 (0,059)	-0,111 (0,093)	-0,028 (0,098)	-2,152 (0,287)

**Tabela 41:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 3 do AIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,106</b> (0,008)	-0,653 (0,144)	-0,994 (0,120)	0,360 (0,091)	-0,394 (0,076)	0,482 (0,133)	0,392 (0,088)	0,198 (0,061)	0,047 (0,084)	0,195 (0,027)	0,112 (0,036)	0,116 (0,027)	-0,053 (0,039)	0,006 (0,028)	0,274 (0,097)
2	<b>0,960</b> (0,007)	-0,114 (0,146)	-0,090 (0,088)	0,293 (0,066)	-0,234 (0,057)	-0,390 (0,102)	-0,157 (0,065)	0,051 (0,047)	0,081 (0,064)	0,157 (0,021)	-0,047 (0,028)	0,130 (0,021)	0,024 (0,029)	0,003 (0,023)	0,340 (0,074)
3	<b>1,333</b> (0,015)	-0,515 (0,335)	<b>-0,834</b> (0,481)	0,629 (0,216)	-1,236 (0,196)	-3,076 (0,404)	1,900 (0,292)	-0,091 (0,196)	0,985 (0,284)	0,154 (0,064)	0,102 (0,138)	-0,076 (0,076)	0,092 (0,146)	0,134 (0,122)	0,957 (0,314)
4	<b>1,441</b> (0,024)	0,271 (0,480)	1,192 (0,412)	<b>-3,775</b> (0,418)	0,677 (0,257)	0,516 (0,463)	-1,080 (0,318)	-0,096 (0,220)	-0,059 (0,323)	-0,312 (0,088)	0,245 (0,134)	-0,047 (0,096)	-0,150 (0,139)	-0,074 (0,124)	-0,720 (0,342)
5	<b>1,141</b> (0,015)	-0,229 (0,221)	-1,247 (0,201)	0,375 (0,138)	<b>-1,359</b> (0,175)	-0,181 (0,252)	1,029 (0,181)	0,167 (0,120)	-0,429 (0,165)	0,282 (0,048)	0,190 (0,070)	-0,133 (0,047)	0,130 (0,073)	0,068 (0,063)	1,159 (0,168)
6	<b>1,051</b> (0,014)	0,138 (0,048)	-1,169 (0,299)	0,225 (0,187)	-0,130 (0,190)	<b>-1,365</b> (0,528)	1,416 (0,334)	0,367 (0,185)	-0,114 (0,269)	0,182 (0,060)	0,746 (0,124)	0,046 (0,072)	0,062 (0,124)	0,106 (0,116)	0,789 (0,300)
7	<b>1,518</b> (0,026)	0,460 (0,690)	-1,841 (0,815)	-1,584 (0,466)	2,781 (0,494)	5,077 (1,210)	<b>-2,767</b> (1,028)	-1,930 (0,501)	-0,363 (0,721)	-1,108 (0,148)	-1,548 (0,344)	0,167 (0,185)	-0,731 (0,327)	-0,251 (0,323)	-3,169 (0,695)
8	<b>1,320</b> (0,020)	0,200 (0,468)	0,405 (0,520)	-0,128 (0,306)	0,419 (0,312)	1,230 (0,635)	-1,825 (0,475)	<b>-2,320</b> (0,434)	1,809 (0,540)	-0,452 (0,095)	-0,131 (0,219)	-0,081 (0,117)	0,247 (0,205)	-0,355 (0,210)	-0,099 (0,475)
9	<b>1,160</b> (0,016)	-0,001 (0,434)	1,781 (0,510)	-0,043 (0,303)	-0,755 (0,289)	-0,277 (0,626)	-0,223 (0,463)	1,230 (0,366)	<b>-1,745</b> (0,628)	0,010 (0,081)	-0,190 (0,213)	-0,189 (0,118)	-0,018 (0,200)	0,085 (0,221)	-1,317 (0,439)
10	<b>0,840</b> (0,013)	0,095 (0,108)	0,840 (0,087)	-0,195 (0,062)	0,397 (0,063)	0,340 (0,105)	-0,516 (0,072)	-0,215 (0,048)	0,022 (0,061)	<b>-1,071</b> (0,036)	-0,156 (0,027)	-0,072 (0,022)	0,032 (0,028)	-0,024 (0,023)	-0,568 (0,071)
11	<b>0,170</b> (0,010)	0,142 (0,046)	-0,246 (0,291)	0,408 (0,192)	0,589 (0,189)	2,750 (0,440)	-1,482 (0,338)	-0,101 (0,227)	-0,246 (0,326)	-0,276 (0,055)	<b>-1,817</b> (0,211)	0,047 (0,080)	0,485 (0,142)	-0,346 (0,155)	-0,454 (0,304)
12	<b>0,256</b> (0,014)	0,156 (0,038)	1,676 (0,224)	-0,022 (0,149)	-0,312 (0,135)	0,261 (0,275)	0,213 (0,196)	-0,057 (0,131)	-0,269 (0,194)	-0,121 (0,048)	0,048 (0,087)	<b>-1,237</b> (0,076)	0,006 (0,086)	0,124 (0,119)	-0,587 (0,204)
13	<b>1,302</b> (0,025)	-0,194 (0,646)	0,549 (0,866)	-0,461 (0,435)	0,744 (0,424)	0,452 (0,958)	-1,552 (0,697)	0,556 (0,461)	-0,068 (0,662)	0,114 (0,124)	1,017 (0,307)	-0,017 (0,174)	<b>-1,933</b> (0,420)	-0,107 (0,291)	-0,831 (0,647)
14	<b>0,976</b> (0,044)	0,009 (1,446)	0,208 (2,000)	-0,616 (1,064)	1,100 (1,010)	2,262 (2,470)	-1,456 (1,895)	-2,185 (1,299)	0,785 (2,021)	-0,297 (0,284)	-2,088 (0,923)	0,668 (0,662)	-0,291 (0,801)	<b>-0,937</b> (1,676)	-0,370 (1,896)
15	<b>1,028</b> (0,011)	0,075 (0,039)	1,092 (0,243)	-0,308 (0,155)	0,987 (0,141)	0,884 (0,336)	-0,964 (0,215)	-0,023 (0,155)	-0,627 (0,211)	-0,374 (0,045)	-0,168 (0,096)	-0,193 (0,060)	-0,117 (0,094)	-0,020 (0,100)	<b>-2,123</b> (0,291)

**Tabela 42:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 4 do AIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,097</b> (0,008)	-0,687 (0,143)	-0,982 (0,120)	0,389 (0,091)	-0,396 (0,076)	0,525 (0,133)	0,373 (0,088)	0,204 (0,061)	0,054 (0,084)	0,197 (0,027)	0,101 (0,036)	0,118 (0,027)	-0,049 (0,039)	0,007 (0,028)	0,251 (0,096)
2	<b>0,977</b> (0,007)	-0,119 (0,146)	-0,085 (0,088)	0,300 (0,066)	-0,236 (0,057)	-0,397 (0,102)	-0,160 (0,065)	0,053 (0,046)	0,086 (0,064)	0,156 (0,021)	-0,046 (0,028)	0,128 (0,021)	0,022 (0,029)	0,002 (0,023)	0,329 (0,074)
3	<b>1,329</b> (0,016)	-0,509 (0,334)	<b>-0,867</b> (0,479)	0,593 (0,215)	-1,220 (0,195)	-3,142 (0,402)	1,947 (0,291)	-0,100 (0,196)	0,969 (0,284)	0,157 (0,064)	0,126 (0,137)	-0,075 (0,075)	0,082 (0,145)	0,140 (0,122)	1,002 (0,312)
4	<b>1,468</b> (0,025)	0,296 (0,479)	1,119 (0,411)	<b>-3,782</b> (0,417)	0,657 (0,256)	0,540 (0,461)	-1,101 (0,317)	-0,076 (0,220)	-0,082 (0,322)	-0,302 (0,088)	0,232 (0,132)	-0,052 (0,096)	-0,147 (0,139)	-0,071 (0,124)	-0,724 (0,341)
5	<b>1,105</b> (0,016)	-0,229 (0,220)	-1,228 (0,200)	0,368 (0,137)	<b>-1,353</b> (0,174)	-0,173 (0,250)	1,039 (0,180)	0,172 (0,120)	-0,438 (0,164)	0,279 (0,048)	0,198 (0,070)	-0,130 (0,047)	0,130 (0,072)	0,070 (0,063)	1,146 (0,166)
6	<b>1,080</b> (0,014)	0,152 (0,298)	-2,402 (0,310)	0,235 (0,186)	-0,129 (0,189)	<b>-1,442</b> (0,523)	1,499 (0,331)	0,385 (0,184)	-0,166 (0,267)	0,193 (0,060)	0,773 (0,122)	0,040 (0,071)	0,042 (0,123)	0,119 (0,115)	0,815 (0,297)
7	<b>1,506</b> (0,027)	0,435 (0,689)	5,423 (0,811)	-1,613 (0,464)	2,806 (0,491)	5,382 (1,199)	<b>-3,090</b> (1,021)	-1,975 (0,499)	-0,222 (0,718)	-1,124 (0,147)	-1,652 (0,340)	0,182 (0,184)	-0,680 (0,326)	-0,275 (0,321)	-3,246 (0,688)
8	<b>1,311</b> (0,021)	0,207 (0,468)	-0,264 (0,518)	-0,098 (0,305)	0,428 (0,311)	1,298 (0,631)	-1,868 (0,473)	<b>-2,316</b> (0,433)	1,788 (0,539)	-0,453 (0,095)	-0,141 (0,218)	-0,087 (0,117)	0,244 (0,205)	-0,370 (0,210)	-0,111 (0,471)
9	<b>1,151</b> (0,016)	0,005 (0,433)	1,752 (0,509)	-0,063 (0,303)	-0,773 (0,288)	-0,395 (0,622)	-0,132 (0,461)	1,216 (0,365)	<b>-1,759</b> (0,626)	0,014 (0,081)	-0,193 (0,212)	-0,192 (0,117)	-0,022 (0,199)	0,106 (0,221)	-1,246 (0,435)
10	<b>0,826</b> (0,013)	0,096 (0,108)	0,253 (0,087)	-0,186 (0,062)	0,391 (0,063)	0,365 (0,104)	-0,523 (0,071)	-0,216 (0,048)	0,026 (0,061)	<b>-1,077</b> (0,036)	-0,161 (0,027)	-0,075 (0,022)	0,036 (0,028)	-0,024 (0,023)	-0,579 (0,070)
11	<b>0,127</b> (0,010)	0,129 (0,289)	0,445 (0,376)	0,391 (0,191)	0,611 (0,187)	2,853 (0,435)	-1,583 (0,335)	-0,109 (0,226)	-0,249 (0,324)	-0,285 (0,054)	<b>-1,851</b> (0,209)	0,062 (0,080)	0,501 (0,141)	-0,367 (0,154)	-0,456 (0,300)
12	<b>0,234</b> (0,014)	0,159 (0,232)	-0,131 (0,223)	-0,028 (0,148)	-0,305 (0,135)	0,241 (0,272)	0,230 (0,194)	-0,064 (0,130)	-0,274 (0,193)	-0,128 (0,048)	0,064 (0,086)	<b>-1,226</b> (0,075)	0,010 (0,086)	0,109 (0,118)	-0,557 (0,202)
13	<b>1,368</b> (0,025)	-0,187 (0,644)	0,484 (0,863)	-0,453 (0,433)	0,737 (0,422)	0,293 (0,952)	-1,446 (0,694)	0,546 (0,460)	-0,084 (0,661)	0,127 (0,123)	1,049 (0,306)	-0,011 (0,173)	<b>-1,940</b> (0,418)	-0,128 (0,290)	-0,742 (0,642)
14	<b>1,015</b> (0,045)	0,017 (1,444)	2,327 (1,994)	-0,586 (1,062)	1,129 (1,003)	2,528 (2,448)	-1,598 (1,884)	-2,276 (1,296)	0,977 (2,016)	-0,304 (0,283)	-2,217 (0,919)	0,582 (0,656)	-0,349 (0,799)	<b>-0,765</b> (1,667)	-0,598 (1,874)
15	<b>0,993</b> (0,011)	0,067 (0,242)	0,892 (0,269)	-0,307 (0,154)	0,976 (0,140)	0,921 (0,332)	-0,987 (0,212)	-0,026 (0,153)	-0,592 (0,209)	-0,380 (0,045)	-0,169 (0,094)	-0,184 (0,059)	-0,102 (0,093)	-0,031 (0,099)	<b>-2,140</b> (0,288)

**Tabela 43:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 1 do QUAIDS.

$\eta$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,094</b> (0,007)	-0,908 (0,130)	-0,844 (0,107)	0,666 (0,079)	-0,772 (0,065)	0,040 (0,119)	0,761 (0,076)	0,378 (0,053)	0,237 (0,074)	0,226 (0,024)	0,134 (0,032)	0,080 (0,023)	-0,075 (0,034)	0,070 (0,025)	0,167 (0,082)
2	<b>0,958</b> (0,007)	-0,147 (0,142)	<b>-1,076</b> (0,083)	0,420 (0,062)	-0,185 (0,051)	-0,307 (0,097)	-0,148 (0,059)	0,021 (0,044)	0,146 (0,060)	0,132 (0,020)	-0,030 (0,026)	0,131 (0,019)	0,015 (0,027)	-0,010 (0,022)	0,160 (0,066)
3	<b>1,320</b> (0,015)	-0,444 (0,317)	<b>-0,361</b> (0,404)	0,174 (0,195)	-0,525 (0,159)	-2,029 (0,327)	1,514 (0,232)	-0,141 (0,165)	0,259 (0,240)	0,069 (0,059)	0,011 (0,114)	-0,039 (0,061)	-0,032 (0,115)	0,038 (0,099)	0,602 (0,237)
4	<b>1,434</b> (0,024)	0,547 (0,451)	2,889 (0,372)	<b>-4,074</b> (0,369)	0,332 (0,218)	0,206 (0,407)	-1,172 (0,275)	0,063 (0,198)	-0,398 (0,288)	-0,257 (0,082)	0,243 (0,120)	-0,166 (0,080)	-0,033 (0,124)	-0,126 (0,116)	0,188 (0,285)
5	<b>1,155</b> (0,015)	-0,411 (0,200)	-0,780 (0,163)	0,190 (0,117)	<b>-0,922</b> (0,141)	0,230 (0,191)	0,506 (0,128)	0,003 (0,095)	-0,358 (0,127)	0,183 (0,043)	0,149 (0,053)	-0,120 (0,036)	-0,023 (0,057)	0,021 (0,045)	0,698 (0,128)
6	<b>1,058</b> (0,014)	-0,022 (0,283)	-0,931 (0,252)	0,099 (0,164)	0,181 (0,144)	<b>-0,776</b> (0,403)	0,766 (0,234)	0,425 (0,147)	-0,334 (0,207)	0,140 (0,052)	0,599 (0,095)	-0,013 (0,053)	-0,102 (0,100)	0,132 (0,084)	0,321 (0,217)
7	<b>1,541</b> (0,026)	0,951 (0,100)	-1,751 (0,623)	-1,722 (0,403)	1,350 (0,349)	2,724 (0,846)	<b>-1,141</b> (0,755)	-1,545 (0,417)	-0,189 (0,623)	-0,838 (0,122)	-1,396 (0,274)	0,199 (0,136)	-0,433 (0,260)	-0,086 (0,251)	-1,867 (0,489)
8	<b>1,308</b> (0,020)	0,426 (0,445)	0,097 (0,436)	0,093 (0,276)	-0,004 (0,247)	1,435 (0,505)	-1,458 (0,395)	<b>-1,863</b> (0,396)	1,456 (0,495)	-0,335 (0,085)	-0,254 (0,205)	-0,217 (0,098)	0,238 (0,181)	-0,135 (0,194)	-0,411 (0,367)
9	<b>1,142</b> (0,016)	0,161 (0,407)	0,939 (0,431)	-0,362 (0,271)	-0,628 (0,223)	-0,786 (0,482)	-0,110 (0,400)	0,991 (0,336)	<b>-2,024</b> (0,564)	0,031 (0,073)	-0,034 (0,196)	-0,065 (0,097)	0,300 (0,170)	-0,089 (0,200)	0,057 (0,329)
10	<b>0,842</b> (0,012)	0,112 (0,104)	0,714 (0,080)	-0,155 (0,058)	0,269 (0,056)	0,268 (0,091)	-0,385 (0,059)	-0,156 (0,043)	0,037 (0,055)	<b>-1,066</b> (0,035)	-0,125 (0,023)	-0,079 (0,019)	0,060 (0,025)	-0,009 (0,020)	-0,461 (0,061)
11	<b>0,182</b> (0,010)	0,170 (0,041)	-0,065 (0,272)	0,401 (0,172)	0,479 (0,143)	2,225 (0,339)	-1,338 (0,269)	-0,231 (0,213)	-0,011 (0,299)	-0,210 (0,047)	<b>-1,875</b> (0,194)	0,087 (0,064)	0,525 (0,123)	-0,296 (0,139)	-0,165 (0,225)
12	<b>0,246</b> (0,013)	0,103 (0,208)	1,694 (0,180)	-0,207 (0,124)	-0,274 (0,105)	0,034 (0,201)	0,244 (0,144)	-0,211 (0,110)	-0,068 (0,160)	-0,133 (0,042)	0,090 (0,069)	<b>-1,166</b> (0,057)	0,007 (0,067)	0,117 (0,087)	-0,450 (0,139)
13	<b>1,296</b> (0,024)	-0,256 (0,096)	0,227 (0,613)	-0,098 (0,385)	-0,144 (0,333)	-0,811 (0,775)	-0,913 (0,555)	0,536 (0,406)	0,987 (0,565)	0,236 (0,109)	1,105 (0,266)	-0,015 (0,134)	<b>-1,722</b> (0,355)	0,189 (0,244)	-0,432 (0,484)
14	<b>0,988</b> (0,043)	0,510 (0,192)	-0,618 (1,374)	-1,060 (0,998)	0,345 (0,720)	2,808 (1,780)	-0,487 (1,471)	-0,826 (1,198)	-0,806 (1,826)	-0,117 (0,238)	-1,788 (0,827)	0,627 (0,483)	0,524 (0,673)	<b>-0,419</b> (1,339)	-0,323 (1,288)
15	<b>1,038</b> (0,011)	0,031 (0,033)	0,499 (0,217)	0,102 (0,129)	0,599 (0,108)	0,361 (0,243)	-0,561 (0,151)	-0,125 (0,119)	0,032 (0,158)	-0,306 (0,039)	-0,078 (0,071)	-0,153 (0,041)	-0,059 (0,070)	-0,017 (0,068)	<b>-1,905</b> (0,207)

**Tabela 44:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 2 do QUAIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,075</b> (0,008)	-0,895 (0,130)	-0,816 (0,107)	0,677 (0,079)	-0,783 (0,065)	0,106 (0,119)	0,708 (0,076)	0,391 (0,054)	0,246 (0,074)	0,226 (0,024)	0,103 (0,031)	0,078 (0,023)	-0,064 (0,034)	0,076 (0,025)	0,134 (0,082)
2	<b>0,955</b> (0,007)	-0,146 (0,142)	-0,088 (0,084)	0,406 (0,062)	-0,186 (0,052)	-0,339 (0,096)	-0,133 (0,059)	0,017 (0,044)	0,147 (0,060)	0,132 (0,020)	-0,021 (0,026)	0,133 (0,019)	0,013 (0,027)	-0,012 (0,022)	0,189 (0,066)
3	<b>1,335</b> (0,016)	-0,432 (0,317)	<b>-0,359</b> (0,405)	0,200 (0,195)	-0,529 (0,160)	-2,024 (0,327)	1,520 (0,233)	-0,166 (0,165)	0,296 (0,241)	0,065 (0,059)	0,065 (0,113)	-0,044 (0,061)	-0,033 (0,116)	0,036 (0,099)	0,584 (0,237)
4	<b>1,481</b> (0,024)	0,556 (0,451)	0,369 (0,373)	<b>-4,015</b> (0,370)	0,341 (0,219)	0,373 (0,406)	-1,221 (0,275)	0,046 (0,199)	-0,368 (0,288)	-0,251 (0,082)	0,182 (0,118)	-0,166 (0,081)	-0,025 (0,124)	-0,117 (0,116)	0,044 (0,285)
5	<b>1,147</b> (0,016)	-0,417 (0,200)	-0,525 (0,163)	0,197 (0,117)	<b>-0,937</b> (0,142)	0,236 (0,191)	0,502 (0,128)	0,014 (0,096)	-0,343 (0,128)	0,188 (0,043)	0,142 (0,053)	-0,120 (0,037)	-0,018 (0,057)	0,026 (0,045)	0,693 (0,128)
6	<b>1,096</b> (0,014)	0,000 (0,282)	-1,541 (0,252)	0,167 (0,164)	0,182 (0,144)	<b>-0,694</b> (0,402)	0,787 (0,233)	0,401 (0,147)	-0,304 (0,207)	0,139 (0,052)	0,585 (0,094)	-0,020 (0,053)	-0,108 (0,100)	0,125 (0,084)	0,222 (0,216)
7	<b>1,478</b> (0,027)	0,884 (0,100)	4,226 (0,649)	-1,790 (0,402)	1,342 (0,351)	2,808 (0,844)	<b>-1,296</b> (0,754)	-1,443 (0,417)	-0,270 (0,621)	-0,830 (0,122)	-1,433 (0,271)	0,207 (0,136)	-0,389 (0,260)	-0,051 (0,251)	-1,866 (0,488)
8	<b>1,323</b> (0,020)	0,441 (0,445)	-0,440 (0,438)	0,070 (0,276)	0,020 (0,249)	1,354 (0,506)	-1,363 (0,395)	<b>-1,855</b> (0,396)	1,407 (0,495)	-0,340 (0,085)	-0,166 (0,204)	-0,225 (0,099)	0,226 (0,181)	-0,131 (0,194)	-0,380 (0,368)
9	<b>1,160</b> (0,016)	0,168 (0,407)	0,544 (0,432)	-0,333 (0,271)	-0,604 (0,058)	-0,714 (0,482)	-0,164 (0,399)	0,958 (0,336)	<b>-2,020</b> (0,564)	0,027 (0,073)	-0,090 (0,194)	-0,061 (0,098)	0,295 (0,171)	-0,110 (0,200)	0,008 (0,330)
10	<b>0,857</b> (0,013)	0,110 (0,104)	0,129 (0,080)	-0,149 (0,058)	0,272 (0,056)	0,270 (0,091)	-0,383 (0,059)	-0,158 (0,043)	0,034 (0,055)	<b>-1,065</b> (0,035)	-0,124 (0,023)	-0,081 (0,019)	0,060 (0,025)	-0,009 (0,020)	-0,471 (0,061)
11	<b>0,123</b> (0,010)	0,131 (0,268)	0,109 (0,309)	0,318 (0,170)	0,463 (0,142)	2,183 (0,335)	-1,374 (0,267)	-0,137 (0,211)	-0,093 (0,297)	-0,204 (0,046)	<b>-1,838</b> (0,191)	0,087 (0,064)	0,544 (0,122)	-0,268 (0,138)	-0,099 (0,222)
12	<b>0,225</b> (0,014)	0,100 (0,209)	-0,037 (0,180)	-0,203 (0,125)	-0,271 (0,106)	0,014 (0,202)	0,251 (0,144)	-0,218 (0,110)	-0,059 (0,161)	-0,136 (0,042)	0,089 (0,069)	<b>-1,172</b> (0,058)	0,003 (0,067)	0,124 (0,088)	-0,439 (0,140)
13	<b>1,324</b> (0,025)	-0,227 (0,096)	-0,195 (0,689)	-0,072 (0,386)	-0,118 (0,334)	-0,855 (0,774)	-0,823 (0,554)	0,508 (0,407)	0,970 (0,566)	0,234 (0,109)	1,143 (0,264)	-0,025 (0,135)	<b>-1,763</b> (0,355)	0,171 (0,245)	-0,440 (0,485)
14	<b>1,021</b> (0,045)	0,551 (1,374)	0,609 (1,629)	-0,985 (1,000)	0,422 (0,725)	2,666 (1,786)	-0,284 (1,475)	-0,798 (1,198)	-0,997 (1,826)	-0,122 (0,239)	-1,623 (0,825)	0,666 (0,486)	0,475 (0,674)	<b>-0,604</b> (1,343)	-0,215 (1,295)
15	<b>0,999</b> (0,011)	0,018 (0,033)	0,532 (0,205)	0,041 (0,129)	0,597 (0,108)	0,259 (0,242)	-0,562 (0,151)	-0,113 (0,120)	0,011 (0,159)	-0,310 (0,039)	-0,057 (0,070)	-0,150 (0,041)	-0,059 (0,070)	-0,011 (0,068)	<b>-1,797</b> (0,207)

**Tabela 45:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 3 do QUAIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,089</b> (0,007)	-0,886 (0,130)	-0,830 (0,107)	0,657 (0,079)	-0,765 (0,065)	0,081 (0,119)	0,710 (0,076)	0,385 (0,054)	0,238 (0,074)	0,226 (0,025)	0,117 (0,031)	0,082 (0,023)	-0,071 (0,034)	0,072 (0,025)	0,159 (0,082)
2	<b>0,956</b> (0,007)	-0,144 (0,142)	-0,095 (0,083)	0,408 (0,062)	-0,175 (0,052)	-0,327 (0,096)	-0,140 (0,059)	0,018 (0,044)	0,139 (0,060)	0,133 (0,020)	-0,022 (0,026)	0,131 (0,019)	0,015 (0,027)	-0,011 (0,022)	0,187 (0,066)
3	<b>1,339</b> (0,015)	-0,438 (0,317)	<b>-0,380</b> (0,404)	0,253 (0,195)	-0,549 (0,159)	-1,984 (0,326)	1,496 (0,232)	-0,150 (0,165)	0,297 (0,240)	0,074 (0,059)	0,018 (0,113)	-0,042 (0,061)	-0,032 (0,116)	0,035 (0,099)	0,547 (0,237)
4	<b>1,447</b> (0,024)	0,539 (0,450)	0,473 (0,372)	<b>-4,090</b> (0,369)	0,342 (0,219)	0,263 (0,406)	-1,181 (0,275)	0,034 (0,199)	-0,346 (0,288)	-0,260 (0,082)	0,193 (0,119)	-0,157 (0,081)	-0,039 (0,124)	-0,117 (0,116)	0,095 (0,285)
5	<b>1,152</b> (0,015)	-0,408 (0,200)	-0,545 (0,163)	0,196 (0,117)	<b>-0,923</b> (0,142)	0,256 (0,191)	0,487 (0,128)	0,000 (0,096)	-0,359 (0,128)	0,176 (0,043)	0,143 (0,053)	-0,127 (0,037)	-0,019 (0,057)	0,018 (0,045)	0,693 (0,128)
6	<b>1,063</b> (0,014)	-0,008 (0,043)	-1,507 (0,252)	0,123 (0,164)	0,200 (0,144)	<b>-0,641</b> (0,402)	0,718 (0,233)	0,383 (0,147)	-0,274 (0,207)	0,126 (0,052)	0,570 (0,095)	-0,020 (0,053)	-0,094 (0,100)	0,120 (0,084)	0,234 (0,216)
7	<b>1,520</b> (0,026)	0,885 (0,099)	4,155 (0,648)	-1,734 (0,402)	1,297 (0,350)	2,549 (0,844)	<b>-1,080</b> (0,754)	-1,379 (0,417)	-0,326 (0,621)	-0,792 (0,121)	-1,350 (0,272)	0,216 (0,136)	-0,454 (0,260)	-0,044 (0,251)	-1,804 (0,488)
8	<b>1,324</b> (0,020)	0,435 (0,445)	-0,397 (0,437)	0,052 (0,276)	-0,016 (0,249)	1,289 (0,506)	-1,301 (0,395)	<b>-1,867</b> (0,396)	1,412 (0,495)	-0,335 (0,085)	-0,197 (0,204)	-0,218 (0,099)	0,226 (0,181)	-0,111 (0,194)	-0,361 (0,368)
9	<b>1,151</b> (0,016)	0,162 (0,407)	0,547 (0,431)	-0,313 (0,271)	-0,632 (0,224)	-0,648 (0,482)	-0,198 (0,399)	0,961 (0,335)	<b>-1,950</b> (0,563)	0,024 (0,073)	-0,078 (0,195)	-0,055 (0,097)	0,305 (0,171)	-0,116 (0,200)	-0,044 (0,329)
10	<b>0,845</b> (0,013)	0,111 (0,104)	0,142 (0,080)	-0,157 (0,058)	0,259 (0,056)	0,244 (0,090)	-0,363 (0,059)	-0,156 (0,043)	0,032 (0,055)	<b>-1,062</b> (0,035)	-0,122 (0,023)	-0,079 (0,019)	0,060 (0,025)	-0,006 (0,020)	-0,465 (0,061)
11	<b>0,158</b> (0,010)	0,149 (0,269)	0,032 (0,310)	0,331 (0,171)	0,464 (0,142)	2,122 (0,336)	-1,293 (0,268)	-0,170 (0,211)	-0,076 (0,298)	-0,202 (0,047)	<b>-1,874</b> (0,192)	0,082 (0,064)	0,513 (0,122)	-0,264 (0,138)	-0,119 (0,223)
12	<b>0,243</b> (0,013)	0,107 (0,209)	-0,034 (0,180)	-0,192 (0,125)	-0,294 (0,106)	0,010 (0,202)	0,262 (0,144)	-0,211 (0,110)	-0,050 (0,161)	-0,132 (0,042)	0,085 (0,069)	<b>-1,170</b> (0,058)	0,009 (0,067)	0,128 (0,087)	-0,457 (0,140)
13	<b>1,292</b> (0,025)	-0,244 (0,096)	-0,186 (0,688)	-0,114 (0,386)	-0,122 (0,334)	-0,752 (0,775)	-0,960 (0,554)	0,510 (0,407)	1,005 (0,566)	0,234 (0,109)	1,080 (0,265)	-0,012 (0,135)	0,067 (0,355)	0,178 (0,245)	-0,425 (0,485)
14	<b>0,998</b> (0,044)	0,521 (1,374)	0,604 (1,627)	-0,988 (0,998)	0,300 (0,724)	2,566 (1,787)	-0,245 (1,474)	-0,678 (1,198)	-1,053 (1,825)	-0,086 (0,238)	-1,597 (0,826)	0,690 (0,485)	0,495 (0,674)	<b>-0,583</b> (1,341)	-0,236 (1,293)
15	<b>1,024</b> (0,011)	0,028 (0,033)	0,498 (0,204)	0,061 (0,129)	0,595 (0,108)	0,266 (0,242)	-0,542 (0,151)	-0,108 (0,120)	-0,015 (0,158)	-0,308 (0,039)	-0,063 (0,070)	-0,155 (0,041)	-0,058 (0,070)	-0,013 (0,068)	<b>-1,800</b> (0,207)

**Tabela 46:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo 4 do QUAIDS.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$
1	<b>0,075</b> (0,008)	-0,881 (0,130)	-0,815 (0,107)	0,669 (0,079)	-0,778 (0,065)	0,110 (0,119)	0,701 (0,076)	0,390 (0,054)	0,243 (0,074)	0,225 (0,024)	0,101 (0,031)	0,079 (0,023)	-0,063 (0,034)	0,076 (0,025)	0,135 (0,082)
2	<b>0,970</b> (0,007)	-0,145 (0,142)	-1,081 (0,083)	0,408 (0,062)	-0,178 (0,051)	-0,334 (0,096)	-0,142 (0,059)	0,020 (0,044)	0,144 (0,060)	0,135 (0,020)	-0,019 (0,026)	0,132 (0,019)	0,012 (0,027)	-0,013 (0,022)	0,187 (0,066)
3	<b>1,342</b> (0,016)	-0,431 (0,316)	-0,487 (0,404)	0,240 (0,195)	-0,535 (0,159)	-2,012 (0,326)	1,513 (0,232)	-0,163 (0,165)	0,289 (0,240)	0,074 (0,059)	0,015 (0,112)	-0,037 (0,061)	-0,033 (0,116)	0,032 (0,099)	0,578 (0,237)
4	<b>1,476</b> (0,025)	0,549 (0,450)	2,797 (0,372)	0,446 (0,369)	0,334 (0,219)	0,331 (0,406)	-1,203 (0,274)	0,048 (0,199)	-0,362 (0,288)	-0,254 (0,082)	0,162 (0,118)	-0,164 (0,080)	-0,031 (0,124)	-0,114 (0,116)	0,040 (0,285)
5	<b>1,118</b> (0,016)	-0,414 (0,200)	-0,736 (0,163)	0,194 (0,117)	-0,929 (0,142)	0,269 (0,191)	0,487 (0,128)	0,001 (0,096)	-0,349 (0,127)	0,175 (0,043)	0,138 (0,053)	-0,124 (0,037)	-0,014 (0,057)	0,022 (0,045)	0,690 (0,128)
6	<b>1,089</b> (0,014)	0,002 (0,043)	-1,016 (0,282)	0,150 (0,164)	0,205 (0,144)	-0,658 (0,401)	0,756 (0,233)	0,387 (0,147)	-0,301 (0,207)	0,131 (0,052)	0,571 (0,094)	-0,025 (0,053)	-0,107 (0,100)	0,122 (0,084)	0,226 (0,216)
7	<b>1,518</b> (0,027)	0,873 (0,099)	-1,676 (0,621)	-1,765 (0,402)	1,296 (0,350)	2,692 (0,842)	-1,214 (0,752)	-1,394 (0,416)	-0,255 (0,621)	-0,802 (0,121)	-1,392 (0,271)	0,219 (0,136)	-0,407 (0,260)	-0,039 (0,251)	-1,858 (0,487)
8	<b>1,319</b> (0,021)	0,440 (0,067)	0,085 (0,445)	0,073 (0,276)	-0,014 (0,248)	1,304 (0,505)	-1,315 (0,395)	-1,848 (0,396)	1,395 (0,495)	-0,334 (0,085)	-0,174 (0,203)	-0,223 (0,099)	0,223 (0,181)	-0,122 (0,194)	-0,375 (0,367)
9	<b>1,141</b> (0,016)	0,165 (0,063)	0,930 (0,407)	-0,327 (0,271)	-0,616 (0,224)	-0,706 (0,482)	-0,153 (0,399)	0,950 (0,335)	-1,999 (0,563)	0,022 (0,073)	-0,081 (0,194)	-0,057 (0,097)	0,302 (0,170)	-0,110 (0,200)	0,006 (0,329)
10	<b>0,830</b> (0,013)	0,111 (0,016)	0,735 (0,104)	-0,151 (0,058)	0,256 (0,056)	0,257 (0,090)	-0,367 (0,059)	-0,155 (0,043)	0,031 (0,055)	-1,068 (0,035)	-0,125 (0,023)	-0,081 (0,019)	0,062 (0,025)	-0,007 (0,020)	-0,471 (0,061)
11	<b>0,113</b> (0,010)	0,130 (0,040)	0,079 (0,268)	0,290 (0,170)	0,452 (0,141)	2,135 (0,334)	-1,334 (0,266)	-0,145 (0,211)	-0,080 (0,296)	-0,206 (0,046)	-1,851 (0,191)	0,087 (0,064)	0,539 (0,122)	-0,259 (0,138)	-0,090 (0,222)
12	<b>0,214</b> (0,014)	0,102 (0,032)	1,720 (0,208)	-0,200 (0,125)	-0,285 (0,106)	-0,005 (0,202)	0,265 (0,144)	-0,216 (0,110)	-0,053 (0,160)	-0,135 (0,042)	0,089 (0,069)	-1,168 (0,058)	0,002 (0,067)	0,125 (0,087)	-0,438 (0,140)
13	<b>1,356</b> (0,025)	-0,225 (0,096)	0,155 (0,613)	-0,090 (0,385)	-0,099 (0,334)	-0,855 (0,773)	-0,860 (0,554)	0,499 (0,406)	0,993 (0,565)	0,240 (0,109)	1,132 (0,264)	-0,028 (0,135)	-1,772 (0,355)	0,173 (0,245)	-0,421 (0,484)
14	<b>1,030</b> (0,045)	0,552 (0,192)	-0,849 (1,374)	-0,962 (0,998)	0,364 (0,723)	2,597 (1,785)	-0,216 (1,474)	-0,749 (1,197)	-1,004 (1,825)	-0,100 (0,238)	-1,570 (0,824)	0,673 (0,485)	0,481 (0,674)	-0,583 (1,341)	-0,206 (1,293)
15	<b>0,994</b> (0,011)	0,019 (0,033)	0,603 (0,216)	0,039 (0,129)	0,592 (0,108)	0,264 (0,241)	-0,558 (0,150)	-0,112 (0,120)	0,009 (0,158)	-0,311 (0,039)	-0,055 (0,070)	-0,150 (0,041)	-0,056 (0,070)	-0,011 (0,068)	-1,794 (0,206)

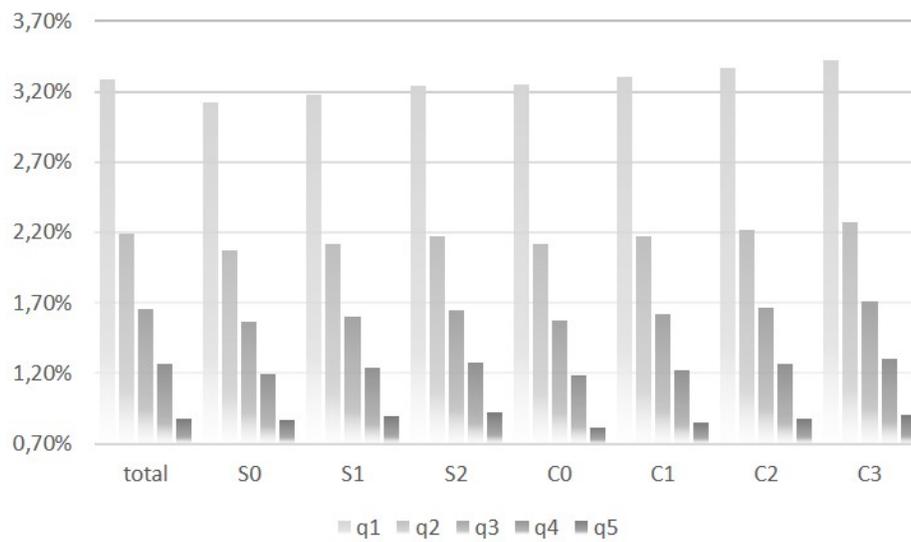
**Tabela 47:** Elasticidade da despesa e do preço estimadas na média da despesa total e dos preços para a amostra completa. Erros-padrão em parênteses calculados com o método delta. Modelo AIDS sem variáveis demográficas.

$m$	$p_1$	$p_2$	$p_3$	$p_4$	$p_5$	$p_6$	$p_7$	$p_8$	$p_9$	$p_{10}$	$p_{11}$	$p_{12}$	$p_{13}$	$p_{14}$	$p_{15}$	
1	<b>0,400</b> (0,007)	<b>0,539</b> (0,023)	-1,341 (0,085)	-0,546 (0,056)	0,166 (0,041)	-0,059 (0,034)	0,278 (0,065)	0,058 (0,034)	0,157 (0,025)	-0,131 (0,034)	0,319 (0,016)	0,068 (0,015)	-0,055 (0,011)	-0,108 (0,017)	0,050 (0,011)	0,207 (0,039)
2	<b>0,827</b> (0,006)	-0,299 (0,017)	<b>-0,687</b> (0,136)	-0,074 (0,070)	0,853 (0,053)	-0,297 (0,037)	-0,063 (0,090)	0,059 (0,047)	-0,044 (0,040)	0,147 (0,052)	-0,062 (0,018)	-0,080 (0,024)	0,015 (0,013)	0,054 (0,025)	-0,033 (0,020)	-0,316 (0,051)
3	<b>1,308</b> (0,013)	-0,478 (0,043)	-0,427 (0,265)	<b>0,791</b> (0,268)	-0,844 (0,148)	0,350 (0,094)	-0,928 (0,232)	1,085 (0,147)	-0,230 (0,110)	-0,209 (0,168)	0,024 (0,047)	-0,091 (0,077)	0,095 (0,034)	-0,315 (0,075)	0,028 (0,062)	-0,157 (0,144)
4	<b>1,595</b> (0,020)	0,171 (0,061)	5,984 (0,385)	-1,645 (0,284)	<b>-4,510</b> (0,270)	0,060 (0,137)	-1,504 (0,320)	-1,070 (0,210)	0,323 (0,162)	-0,584 (0,239)	-0,230 (0,069)	0,601 (0,106)	-0,632 (0,051)	0,265 (0,104)	0,045 (0,105)	1,129 (0,209)
5	<b>1,153</b> (0,012)	-0,094 (0,027)	-1,255 (0,145)	0,372 (0,096)	0,051 (0,073)	<b>-0,703</b> (0,083)	0,678 (0,118)	0,260 (0,066)	-0,110 (0,057)	0,030 (0,073)	0,055 (0,030)	-0,102 (0,033)	-0,055 (0,021)	-0,156 (0,038)	0,005 (0,027)	-0,129 (0,076)
6	<b>1,014</b> (0,012)	0,128 (0,039)	-0,242 (0,265)	-0,696 (0,180)	-0,582 (0,129)	0,523 (0,089)	<b>-0,104</b> (0,309)	-0,307 (0,147)	0,295 (0,111)	-0,635 (0,154)	0,035 (0,043)	0,059 (0,073)	0,046 (0,033)	-0,039 (0,079)	-0,021 (0,061)	0,525 (0,150)
7	<b>1,743</b> (0,022)	0,042 (0,074)	0,348 (0,502)	3,008 (0,414)	-1,569 (0,306)	0,664 (0,181)	-1,188 (0,533)	<b>-0,646</b> (0,492)	-1,043 (0,333)	-0,207 (0,549)	-0,621 (0,094)	-0,400 (0,212)	-0,179 (0,084)	-0,500 (0,193)	0,266 (0,192)	0,281 (0,317)
8	<b>1,420</b> (0,016)	0,259 (0,052)	-0,627 (0,400)	-0,620 (0,293)	0,455 (0,224)	-0,306 (0,149)	0,969 (0,382)	-0,979 (0,316)	<b>-1,435</b> (0,349)	0,911 (0,452)	0,008 (0,067)	-0,389 (0,190)	0,036 (0,076)	0,315 (0,154)	-0,056 (0,172)	0,038 (0,282)
9	<b>1,250</b> (0,013)	-0,235 (0,048)	0,878 (0,358)	-0,373 (0,304)	-0,534 (0,225)	0,045 (0,129)	-1,502 (0,359)	-0,119 (0,353)	0,623 (0,307)	<b>-1,872</b> (0,506)	0,057 (0,061)	0,766 (0,180)	0,050 (0,075)	0,225 (0,143)	-0,202 (0,177)	0,943 (0,245)
10	<b>1,110</b> (0,010)	0,292 (0,017)	-0,408 (0,091)	0,048 (0,065)	-0,143 (0,049)	0,077 (0,040)	0,075 (0,075)	-0,285 (0,046)	0,013 (0,035)	0,050 (0,046)	<b>-0,793</b> (0,028)	-0,080 (0,020)	0,107 (0,013)	0,019 (0,021)	0,039 (0,016)	-0,100 (0,046)
11	<b>0,270</b> (0,008)	0,153 (0,032)	-0,668 (0,257)	-0,169 (0,213)	0,923 (0,153)	-0,207 (0,090)	0,287 (0,263)	-0,354 (0,210)	-0,371 (0,199)	1,222 (0,276)	-0,112 (0,041)	<b>-1,368</b> (0,176)	0,070 (0,049)	0,322 (0,107)	-0,242 (0,122)	0,243 (0,174)
12	<b>0,502</b> (0,012)	-0,135 (0,025)	0,271 (0,145)	0,352 (0,103)	-0,944 (0,080)	-0,109 (0,060)	0,234 (0,126)	-0,156 (0,090)	0,069 (0,086)	0,116 (0,124)	0,271 (0,028)	0,069 (0,053)	<b>-0,911</b> (0,032)	0,013 (0,049)	0,108 (0,060)	0,251 (0,083)
13	<b>1,115</b> (0,021)	-0,538 (0,077)	1,140 (0,571)	-1,860 (0,447)	0,841 (0,322)	-0,901 (0,218)	-0,308 (0,604)	-1,041 (0,408)	0,714 (0,344)	0,748 (0,471)	0,082 (0,093)	0,667 (0,230)	0,009 (0,096)	<b>-0,750</b> (0,293)	0,170 (0,204)	-0,089 (0,367)
14	<b>1,617</b> (0,037)	0,561 (0,145)	-2,345 (1,276)	0,444 (1,024)	0,391 (0,913)	0,041 (0,444)	-0,505 (1,304)	1,584 (1,141)	-0,354 (1,079)	-1,877 (1,630)	0,450 (0,198)	-1,489 (0,729)	0,569 (0,334)	0,470 (0,571)	<b>-0,033</b> (1,040)	0,476 (0,994)
15	<b>1,055</b> (0,009)	0,098 (0,026)	-1,107 (0,168)	-0,116 (0,124)	0,530 (0,094)	-0,101 (0,064)	0,581 (0,167)	0,106 (0,098)	0,023 (0,092)	0,460 (0,117)	-0,060 (0,029)	0,053 (0,054)	0,057 (0,024)	-0,012 (0,053)	0,027 (0,052)	<b>-1,597</b> (0,130)

**Tabela 48:** Elasticidades-preço e despesa do modelo 4 por região

Sistema	Elasticidade	Região				
		NE	SE	SUL	CO	NO
QUAIDS	$\mu$	0,010	0,131	0,175	0,045	- 0,083
		(0,010)	(0,009)	(0,010)	(0,011)	(0,018)
	$\epsilon_p$	-0,225	-0,301	-0,313	-0,302	-0,123
		(0,034)	(0,029)	(0,028)	(0,030)	(0,037)

**Figura 22:** Variação compensatória relativa estimada com base nos parâmetros do modelo QUAIDS com variáveis demográficas e simulação de aumento de 50% na tarifa de energia elétrica.



Fonte: Elaboração própria.

## B Preparação dos Dados e Variáveis do Sistema de Demanda

A tabela 49 apresenta a distribuição dos grupos de despesa da POF08 entre os quinze grupos de consumo de bens e serviços domiciliares que compõem o sistema de equações de demanda. As despesas na POF08 são informadas pela família no período de visita e com referência ao consumo de períodos anteriores. A energia elétrica é uma exceção. Os dados de consumo de energia elétrica que integram os microdados da POF08 foram coletados a partir da última fatura de eletricidade disponível na residência, tanto a despesa quanto o uso de eletricidade (kWh).

A fatura de energia elétrica não representa apenas o consumo, isto é, a eletricidade utilizada na residência, mas também a despesa financeira, como juros e multa. Isso pode ser constatado ao dividir o valor da despesa pelo total de energia elétrica utilizada, de onde obtém valores muito acima das tarifas homologadas para cada distribuidora no período da pesquisa. A razão encontrada para muitos domicílios é maior do que R\$2,00/kWh, por exemplo, enquanto que as tarifas são todas abaixo de R\$0,50/kWh. Por causa disso, a despesa com energia elétrica considerada na base de dados foi a multiplicação da quantidade de energia utilizada pelo domicílio pela tarifa vigente.

Após a alocação de cada grupo foi promovido o tratamento dos dados para retirada de *outliers* e dados mal reportados. Foram excluídas as observações que não atendiam aos critérios: não consumiram energia elétrica; não consumiram alimentos no domicílio; consumiram energia elétrica e alimentos no domicílio mas não consumiram todos os outros bens e serviços; localizados em ao menos um dos extremos das distribuições (1% e 99%) da despesa de energia elétrica, da participação da despesa de energia elétrica na despesa total, da despesa com alimentos e da despesa total; domicílios sem adulto; domicílios com mais de dez moradores (representam menos de 0,025%), e; domicílios em que o chefe era menor de idade.

**Tabela 49:** Alocação dos Componentes das Despesas Domiciliares

Grupos de Bens e Serviços	Itens e Códigos da POF 2008
Eletricidade	quadro 6 item 201
Alimentação no Domicílio	Todo grupo POF 3 (exceto 86 a 89)
Alimentação fora do Domicílio	Grupos do quadro 24
Combustíveis - Transporte	23007, 23028, 23006
Transporte Público	23001 a 23005, 23010 a 23012, 23014 a 23016, 23020 a 23021, 23023, 23025 a 23026, 23999, 48034, 41001 a 41005, 41008 a 41017, 41020 a 41022, 41040 a 41042 e 41999
Saúde	Itens 5 e 6
Educação	Item 7
Recreação	Item 8 (exceto códigos 46009, 46012 a 46013)
Despesas Pessoais	Itens 9 e 10
Comunicação	06004, 22001 a 22005, 22999, 28023, 28024, 46009, 46012 a 46013
Combustíveis - Domicílio	06003, 07001
Saneamento	06001
Limpeza	86001 a 86008, 86011, 86014 a 86027, 86030 a 86034, 86042, 86045, 86056, 86058, 86060 a 86061, 86063 a 86066, 86069 a 86071, 86073, 86075, 86077, 86086, 86092 a 86095
Outras Despesas Habitacionais	06005, 06007, 06012, 06999, 12003, 12005 a 12023, 12025, 12030 a 12035 e 12999
Vestuário	Item 3

\* Itens e códigos estão de acordo com documentação 'Despesa Total 2008 - 2009' e 'Classificações POF 2008 - 2009' da POF08

Fonte: IBGE, elaboração própria.

As tarifas de energia elétrica foram coletadas nas Resoluções Homologatórias da ANEEL. A base de dados abrange o período de um ano entre 2008 e 2009. Nesse período cada área de concessão sofreu apenas uma variação da tarifa de energia elétrica. No mês da homologação da tarifa foi adotada a regra de ponderar as duas tarifas que vigoraram durante o mês com base nos dias de vigência das tarifas no mês em questão.

O pareamento entre a despesa de energia elétrica e a tarifa foi promovido da seguinte forma: a despesa do mês  $t$  é consolidada na fatura do mês  $t + 1$ , portanto, o mês da visita ao domicílio em  $t + 1$  corresponde à coleta da despesa do mês  $t$ , que ocorreu com a tarifa do mês  $t$ . Desta forma, no período do estudo, em cada região de atuação de uma distribuidoras duas tarifas foram homologadas e três tarifas vigoraram, devido à ponderação no mês de homologação.

A POF08 é composta por 55.970 domicílios em todo o Brasil, após o tratamento dos *outliers* e a retirada dos domicílios localizados nos estados que não possuem apuração dos preços dos demais bens e serviços (INPC) o número de observações na amostra foi reduzido para aproximadamente 18.000, que corresponde à um terço da amostra total da POF08.