



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CENTRO DE APRIMORAMENTO DE ECONOMISTAS DO NORDESTE
CURSO DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

THAISA FRANÇA BADAGNAN

EXTENSÕES E APLICAÇÕES DO MODELO DE TRIBUTAÇÃO
INDIRETA ÓTIMA DE DEATON

FORTALEZA

2016

THAISA FRANÇA BADAGNAN

EXTENSÕES E APLICAÇÕES DO MODELO DE TRIBUTAÇÃO
INDIRETA ÓTIMA DE DEATON

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará como requisito parcial para obtenção do título de Doutor em Economia.
Área de Concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Maurício Benegas.

FORTALEZA

2016

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

B124e Badagnan, Thaisa França.
Extensões E Aplicações Do Modelo De Tributação Indireta Ótima De Deaton / Thaisa França Badagnan. –
2016.
78 f.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e
Contabilidade, Programa de Pós-Graduação em Economia, Fortaleza, 2016.
Orientação: Prof. Dr. Maurício Benegas.

1. Imposto indireto ótimo. 2. Parâmetro de aversão a desigualdade. 3. Dispendio linear. I. Título.

CDD 330

THAISA FRANÇA BADAGNAN

EXTENSÕES E APLICAÇÕES DO MODELO DE TRIBUTAÇÃO INDIRETA
ÓTIMA DE DEATON

Tese submetida a Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN), da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia. Área de concentração: Economia.

Aprovada em: ___/___/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Maurício Benegas

Universidade Federal do Ceará- UFC/CAEN

Prof. Dr. Márcio Veras Corrêa

Universidade Federal do Ceará - UFC/CAEN

Prof. Dr. Ivan Castelar

Universidade Federal do Ceará - UFC/CAEN

Prof. Dr. Paulo de Melo Jorge Neto

Universidade Federal do Ceará - UFC/CAEN

Prof. Dr. Jair Andrade Araújo

Universidade Federal do Ceará - UFC/MAER

**Aos meus pais, pelo amor que a mim
dedicaram e sempre apoiando minhas
escolhas.**

**Aos professores que me guiaram no caminho
do conhecimento.**

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, que mesmo distantes me davam apoio e o incentivo para os estudos.

À minha irmã, que senti imensa saudade durante esses anos, mas sempre foi muito amiga e sua filha, Maria Luisa, por tornar minha vida mais alegre.

À tia Dalva, com suas velas e orações, disposta a sempre dar apoio.

À CAPES, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de estudos.

Ao Prof. Dr. Maurício Benegas, pela excelente orientação e paciência com todas as minhas numerosas dúvidas.

Aos professores participantes da Banca examinadora Prof. Dr. Paulo Neto, Prof. Dr. Ivan Castelar, Prof. Dr. Márcio Veras e Prof. Dr. Jair Araújo, pelo tempo e pelas sugestões que contribuíram para o aprimoramento desse trabalho.

Ao Centro de Aperfeiçoamento de Economistas do Nordeste que me aceitou para o curso de doutorado.

Aos funcionários do CAEN, em especial a Carmem, Márcia, Geisa e Kleber pela disposição para auxiliar.

Aos amigos que me ajudaram a trabalhar com softwares necessários para o término desse estudo.

Aos amigos, em especial, Raquel Sales, Eleidiane Vale, Guaracyane Campello, Kamila Vieira, Paola Souza e João Paulo, por proporcionarem momentos de descontração e acalento.

Aos cearenses por me acolher com tanto carinho nessa cidade linda e calorosa.

Aos que sofreram por sentir minha falta e aos que se alegraram com minha presença: meu muito obrigada!

RESUMO

É bem conhecido na literatura sobre tributação indireta ótima que existe um *trade off* entre eficiência alocativa e equidade na determinação de alíquotas sobre o consumo. Dentre os vários trabalhos publicados nessa área, o artigo de Deaton (1977) destaca-se por apresentar uma alternativa aos modelos tradicionais na resolução desse *trade off*, comparando-se apenas dois tipos de agentes, o agente de renda média e o agente de renda socialmente representativa. Apesar dessa característica inovadora no trabalho ora citado, o modelo proposto por Deaton (1977) foi muito pouco explorado na literatura. Em vista desses argumentos, o principal objetivo desta tese é estudar o modelo de tributação indireta ótima de Deaton (1977) sob três aspectos. Primeiro, se estabelecerá condições sob as quais é possível obter uma fórmula explícita para o vetor de alíquotas ótimas de Deaton (1977). A condição essencial para assegurar a validade da fórmula é que um dos bens deve ser selecionado para que a alíquota seja fixada a priori. O resultado é uma equação que pode ser resolvida por qualquer software matemático que execute cálculos com equações matriciais. Usando a fórmula obtida, foram estimadas alíquotas indiretas ótimas para todas as unidades federativas do Brasil. A estimação foi proposta para nove grupos de bens, quais sejam: alimento industrializado, alimento in natura, alimentos da cesta básica, vestuário, produtos de limpeza, medicamentos, produtos de higiene pessoal, bebidas alcoólicas e serviços de telecomunicação. Para tanto foram utilizados dados da POF/IBGE 2008/2009. Dentre os resultados, pode-se destacar o subsídio para bebidas alcoólicas na maioria das unidades federativas. Esse é um resultado comumente encontrado na literatura sobre tributação indireta ótima. Por fim, é proposta uma forma de estimar o parâmetro de aversão à desigualdade de Atkinson (1970) a partir do modelo de Deaton (1977). Usando a equação de alíquota indireta ótima, proposta no Capítulo 2, aplica-se um método de engenharia reversa, obtendo uma forma para a estimação do parâmetro que mede o grau de aversão a desigualdade associado a uma dada estrutura tributária. O método proposto é usado para estimar as medidas de aversão a desigualdade para cada unidade federativa do Brasil utilizando os resultados obtidos na segunda parte, em conjunto com as alíquotas de ICMS vigentes no ano de 2009.

Palavras-chave: (imposto indireto ótimo, parâmetro de aversão a desigualdade, dispêndio linear.)

ABSTRACT

It is known in the literature on optimal indirect taxes the existence of a trade off between allocative efficiency and equity in the determination of tax rates on consumption. Among the various papers published in this area, the Deaton (1977) stands out to present an alternative to traditional models in resolving this trade-off, compared to only two types of agents, the middle-income agent and income agent socially representative. Despite this innovative feature at work now cited, the model proposed by Deaton (1977) has been very little explored in the literature. In view of these arguments, the main objective of this thesis is to study the optimal indirect taxation model Deaton (1977) in three respects. First, it establishes conditions under which it is possible to obtain an explicit formula for the vector of optimal rates of Deaton (1977). The essential condition to ensure the validity of the formula is one of the goods should be selected for which the rate is fixed in advance. The result is an equation that can be solved by any software that performs mathematical calculations matrix equations. Using the formula obtained were estimated optimal indirect tax rates for all federal units of Brazil. The estimation was proposed for nine groups of goods, such as: processed foods, food in natura, the food of cesta básica, clothing, cleaning products, medicines, toiletries, alcohol and telecommunications services. The POF / IBGE 2008/2009 data were used. Among the results, we can highlight the allowance for alcoholic beverages in most federal units. This is a result commonly found in the literature on optimal indirect taxation. Finally, it proposes a way to estimate the aversion parameter inequality of Atkinson (1970) from the model Deaton (1977). Using the equation of great indirect rate proposed in Chapter 2, applies a method of reverse engineering, getting a way to estimate the parameter that measures the degree of inequality aversion associated with a given tax structure. The proposed method is used to estimate the inequality aversion measures for each state of Brazil using the results obtained in the second part, together with the tax rates (ICMS) in force in 2009.

Keywords: (optimal indirect tax, aversion inequality parameter, linear expenditure.)

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figure 4.1 - " e razão entre as rendas média e socialmente representativa	40
Figure 4.2 - " e razão entre as rendas média e socialmente representativa, sem os estados de MG, SE e AL	41

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 Alíquota média para o Brasil com variações para "	28
Tabela 3.2 Alíquota ótima para " $\epsilon = 5$ e $\rho = 0,34$	29
Tabela 4.1 Grau de aversão a desigualdade por UF (2009)	38
Tabela A.1 Alíquotas de ICMS do governo em 2009	49
Tabela A.2 Parâmetros γ e β estimados, para Região Norte	50
Tabela A.3 Parâmetros γ e β estimados, para Região Nordeste	51
Tabela A.4 Parâmetros γ e β estimados, para Centro Oeste	52
Tabela A.5 Parâmetros γ e β estimados, para Região Sudeste	53
Tabela A.6 Parâmetros γ e β estimados, para Região Sul	53
Tabela A.7 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rondônia	54
Tabela A.8 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Acre	54
Tabela A.9 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Amazonas	54
Tabela A.10 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Roraima	55
Tabela A.11 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Pará	55
Tabela A.12 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Amapá	55
Tabela A.13 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Tocantins	56
Tabela A.14 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Maranhão	56
Tabela A.15 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Piauí	56
Tabela A.16 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Ceará	57
Tabela A.17 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Rio Grande do Norte	57
Tabela A.18 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Paraíba	57
Tabela A.19 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Pernambuco	58
Tabela A.20 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Alagoas	58
Tabela A.21 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Sergipe	58
Tabela A.22 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado da Bahia	59
Tabela A.23 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Mato Grosso do Sul	59
Tabela A.24 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Mato Grosso	60
Tabela A.25 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Goiás	60
Tabela A.26 Despesa média familiar relativa por classe e bem no Distrito Federal	60
Tabela A.27 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Minas Gerais	61
Tabela A.28 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Espírito Santo	61

Tabela A.29 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rio de Janeiro ..	61
Tabela A.30 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de São Paulo	62
Tabela A.31 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Paraná	62
Tabela A.32 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Santa Catarina ..	62
Tabela A.33 Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rio Grande do Sul	63
Tabela A.34 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rondônia	64
Tabela A.35 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Acre	64
Tabela A.36 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Amazonas	65
Tabela A.37 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Roraima	65
Tabela A.38 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Pará	66
Tabela A.39 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Amapá	66
Tabela A.40 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Tocantins	67
Tabela A.41 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Maranhão	67
Tabela A.42 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Piauí	68
Tabela A.43 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Ceará	69
Tabela A.44 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio Grande do Norte	69
Tabela A.45 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Paraíba	70
Tabela A.46 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Pernambuco	70
Tabela A.47 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Alagoas	71
Tabela A.48 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Sergipe	71
Tabela A.49 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Bahia	72
Tabela A.50 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Minas Gerais	72
Tabela A.51 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Espírito Santo	73
Tabela A.52 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio de Janeiro	74
Tabela A.53 Tabela de Elasticidades preço dos bens em São Paulo	75
Tabela A.54 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Paraná	75
Tabela A.55 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Santa Catarina	76
Tabela A.56 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio Grande do Sul	76
Tabela A.57 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Mato Grosso do Sul	77
Tabela A.58 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Mato Grosso	77
Tabela A.59 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Goiás	78
Tabela A.60 Tabela de Elasticidades preço dos bens em Distrito Federal	78

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

OCDE	Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico
ICMS	Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestação de Serviços Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação
UF	Unidade Federativa
POF	Pesquisa de Orçamento Familiar
IBGE	Instituto Brasileiro de Geogra_a e Estatística
SDL	Sistema de Dispêndio Linear
RNLPS	Restrict Nonlinear Preferences System
AIDS	Almost and Ideal Demand System
IBGE	Instituto Brasileiro de Geogra_a e Estatística
SUR	Seemingly Unrelated Regression
AIDS	Almost Ideal Demand System
QUAIDS	Quadratic Almost and Ideal Demand System

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	01
2. MODELO DEATON	03
2.1. Introdução	03
2.2. Modelo de Deaton – Detalhes	03
2.3. Solução fechada para a fórmula de tributação ótima	13
3. MODELO DE DEATON APLICADO EM DADOS PARA O BRASIL	18
3.1. Introdução	18
3.2. Tributação indireta ótima	18
3.3. ICMS	19
3.4. Revisão Bibliográfica	20
3.5. Metodologia	24
3.5.1. Dados	24
3.5.2. Estratégia Empírica	25
3.6. Resultados	27
4. UMA PROPOSTA PARA ESTIMAR O GRAU DE AVERSÃO À DESIGUALDADE DO GOVERNO	32
4.1. Introdução	32
4.2. Índice de Atkinson	32
4.3. A Proposta	34
4.4. Resultados	38
5. CONCLUSÃO	42
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	45
APÊNDICE	48

INTRODUÇÃO

Imposto sobre bens e serviços, os chamados imposto indiretos constituem-se numa das principais fontes de receita do governo brasileiro, sendo este responsável por 48,7% da carga tributária no ano de 2008. Fazendo uma comparação com os países da OCDE (*Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico*)². Verifica-se que o Brasil supera em 54% a arrecadação média desses países em impostos sobre bens e serviços³.

Dentre os principais impostos indiretos utilizados no Brasil ⁴, o ICMS (*Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e sobre Prestação de Serviços Interestadual e Intermunicipal e de Comunicação*) é de certo o mais relevante, pois responde por mais de um quinto da receita tributária total. A característica mais relevante desse imposto é a eficácia na arrecadação, pois o principal fato gerador na incidência do ICMS se dá no momento da circulação da mercadoria, quando existe a troca de titularidade do bem. A praticidade na arrecadação torna a sonegação do mesmo mais complicada devido a própria natureza do imposto. Vale ressaltar que esse imposto possui uma característica, potencialmente regressiva, tal como ocorre com qualquer imposto indireto. Contudo, no Brasil, a Constituição Federal de 1988 tentou amenizar esse problema estabelecendo uma seletividade de alíquotas.

Mas como a seletividade das alíquotas pode reduzir a regressividade? Para ilustrar esse ponto, considere o seguinte exemplo. Suponha uma mercadoria custando 10 reais e sobre esse valor é aplicado uma alíquota de 20%. Admita ainda a existência de dois indivíduos, um com renda de 40 reais e outro com renda de 20 reais. Para cada indivíduo que consumir esse bem pagará 2 reais de imposto sobre a unidade dessa mercadoria. Entretanto, ao comparar o valor desse imposto pago com as respectivas rendas de cada indivíduo, o primeiro estará pagando um imposto que representa 5% da sua renda enquanto o segundo indivíduo pagará 10% da sua renda em impostos, pelo consumo do mesmo bem. Ou seja, quanto maior a renda do indivíduo, menor o percentual pago de imposto proporcionalmente a renda, o que caracteriza o imposto como regressivo.

A seletividade tenta amenizar a regressividade do ICMS alocando alíquotas diferentes para cada tipo de mercadoria. Especificadamente, a seletividade busca impor alíquotas mais baixas para os bens que possuem uma alta participação na renda das famílias de

²Países pertencentes a OCDE: Dinamarca, França e Áustria, Reino Unido, México, Estados Unidos e República Eslovaca

³ver BRASIL (2010)

⁴Entre os impostos indiretos estão Cofins, FGC, IPI, ICMS, IOF e PIS

classe mais baixa.

Outra característica negativa de impostos indiretos é que os mesmos distorcem preços relativos, o que pode resultar numa ineficiência alocativa. No trabalho de Ramsey (1927), o autor propõe que para garantir a eficiência da tributação indireta é necessário que bens com baixa substituição sejam taxados com alíquotas maiores do que os bens com alta substituição. Ocorre entretanto, que bens com baixa substituição, geralmente, tem participação maior na renda de famílias de classe mais baixa, o que pode levar a um aumento na desigualdade de renda. Assim, considerações sobre equidade entram em conflito com as considerações de eficiência. De fato, essa é a clássica dicotomia entre equidade e eficiência. O principal objetivo da tributação indireta ótima é exatamente resolver essa dicotomia ¹.

Em 1977 o professor Angus Deaton fez uma contribuição notável, que, a despeito de algumas suposições simplificadoras, permite o equilíbrio entre eficiência e equidade calculando a função de bem estar social ponderando o consumo entre o agente de renda média e o agente de renda socialmente representativa. A introdução do conceito de renda socialmente representativa é o que diferencia o trabalho de Deaton das contribuições anteriores. A posição do agente da renda socialmente representativa na distribuição de renda da economia depende do grau de igualitarismo incorporado na função de bem-estar social.

No Capítulo 2 é estabelecido condições para a existência de uma solução explícita para a equação, obtida por Deaton (1977), para alíquotas ótimas. Utilizando-se dessas condições, a partir da equação obtida por Deaton, calculou-se alíquotas ótimas para cada UF (*Unidade Federativa*) do Brasil, com base em dados da POF (*Pesquisa de Orçamento Familiar*) de 2008/2009, uma pesquisa feita pelo IBGE (*Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*), para o Capítulo 3. Nota-se que os resultados obtidos variam em magnitude entre os bens e entre as UFs, conforme se varia o parâmetro de aversão a desigualdade. Isso motiva o estudo desenvolvido no Capítulo 4. Atkinson (1970) propôs a construção de um índice de desigualdade baseado em uma medida de bem-estar social que quantifica o grau de aversão à desigualdade de uma população. A proposta do Capítulo 4 é a construção de uma equação para se obter valores para parâmetro que mede o grau de aversão à desigualdade, baseada na metodologia de engenharia reversa.

¹O trabalho pioneiro na solução desse *trade off* é o de Diamond e Mirrlees (1971)

MODELO DEATON

2.1 Introdução

A principal vantagem do modelo de Deaton em relação a outros modelos mais tradicionais está na simplificação da fórmula de taxa  o. Sua implementa  o emp  rica    simples pois a quantidade de informa  o requerida    m  nima. Entretanto, conforme j   foi dito, o modelo de Deaton faz uso de suposi  es simplificadoras que podem enfraquecer a robustez do modelo. A primeira    que os consumidores possuem gostos id  nticos e se distinguem apenas pela renda. O modelo requer que todos os bens taxados possuam curvas de Engel lineares, e portanto, o autor assume que a fun  o disp  ndio toma a forma de Gorman. Outra suposi  o forte    a de que a oferta de trabalho    ex  gena como tamb  m a distribui  o de renda. Por fim, no modelo proposto pelo autor, admite-se que a autoridade fiscal    impossibilitada de utilizar um esquema de taxa  o de renda progressiva.

Outro ponto interessante sobre o artigo de Deaton (1977)    que num levantamento bibliogr  fico sobre imposto indireto   timo, at   a conclus  o deste trabalho, n  o foi encontrado nenhum outro artigo, texto para discuss  o ou livro que aplica de forma direta o modelo de Deaton para obten  o de um sistema tribut  rio   timo sobre o consumo.

Apesar de simples, a f  rmula para a taxa  o indireta no modelo de Deaton n  o produz uma solu  o expl  cita, exigindo portanto, que as al  quotas sejam obtidas atrav  s de m  todos num  ricos iterativos. Dentro dessa expectativa, estabelece-se as condi  es necess  rias para obter uma solu  o fechada para a equa  o de al  quota   tima de Deaton. Especificadamente, nesse cap  tulo, s  o estabelecidas condi  es para a solu  o da equa  o matricial que determina o vetor de al  quota   tima.

2.2 Modelo do Deaton - Detalhes

Nessa se  o faz-se um apresenta  o detalhada do modelo de Deaton (1977) e estabelece-se a equa  o matricial originalmente proposta.

Inicialmente assume-se que os consumidores t  m os gostos id  nticos e diferem somente na renda. Escolhe a estrutura tribut  ria indireta $(t_k)_k$ de modo a resolver

$$\max_{(t_k)_k} \int_a^\infty f(m)h\{v(m, z)\}dm \quad (2.1)$$

sujeito a restrição

$$\int_a^\infty f(m) \sum_k t_k q_k(m, z) dm \geq \rho \bar{m} \quad (2.2)$$

em que

$f(m)$: função de densidade de probabilidade da renda;

$v(m, z)$: função de utilidade indireta;

m : renda;

\bar{m} : renda média;

z : vetor de preços;

$a(z)$: renda de subsistência;

$h(\cdot)$: função de normalização escolhida pelo governo;

ρ : percentual tributário que sumariza as atitudes do governo em relação a distribuição de renda;

$q_k(m, z)$: função de demanda pelo bem k .

Para a maximização, calcula-se a função Lagrangeana do problema, que é dado por

$$\int_{a(z)}^\infty f(m) h[v(m, z)] dm + \xi \left[\int_{a(z)}^\infty f(m) \sum_k t_k q_k(m, z) dm - \rho \bar{m} \right]$$

em que ξ é o multiplicador de lagrange.

As condições de primeira ordem do problema para a i -ésima taxa requerem

$$\int_{a(z)}^\infty f(m) h'[v(m, z)] \frac{\partial v(m, z)}{\partial z_i} dm + \xi \int_{a(z)}^\infty f(m) \left[q_i(m, z) + \sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial z_i} \right] dm = 0 \quad (2.3)$$

Os seguintes fatos serão utilizados em (2.3):

Fato 1 Da identidade de Roy decorre que:

$$\frac{\partial v(m, z)}{\partial z_i} = - \frac{\partial v(m, z)}{\partial m} q_i(m, z)$$

Fato 2 Defina

$$\lambda(m, z) = h'[v(m, z)] \frac{\partial v(m, z)}{\partial m}$$

, ou seja, $\lambda(m, z)$ é a utilidade marginal social da renda do agente com renda m

Note que dos fatos 1 e 2 decorre que

$$h'[v(m, z)] \frac{\partial v(m, z)}{\partial z_i} = -\lambda(m, z) q_i(m, z) \quad (2.4)$$

Fato 3 Seja s_{ki} o ki -ésimo termo de substituição da Matriz de Slutsky, S , ou seja,

$$s_{ki} = \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial z_i} + q_i(m, z) \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m} \quad (2.5)$$

Multiplicando ambos os lados de (2.5) por t_k e somando em k , tem-se

$$\sum_k t_k s_{ki} = \sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial z_i} + q_i(m, z) \sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m}$$

implicando que

$$\sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial z_i} = \sum_k t_k s_{ki} - q_i(m, z) \sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m} \quad (2.6)$$

Fato 4 No último termo do lado direito de (2.6) escreva

$$\sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m} = \sum_k \frac{t_k}{z_k} z_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m} \quad (2.7)$$

e defina $\theta_k = \frac{t_k}{z_k}$, ou seja, a alíquota (*marginal rate*) sobre o k -ésimo bem, e $\beta_k = z_k (\partial q_k(m, z)) / (\partial m)$ que corresponde a propensão marginal a gastar no k -ésimo bem. Defina θ e β como os vetores de alíquotas e propensões marginais a gastar, respectivamente. Neste caso podemos reescrever (2.7) como

$$\sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial m} = \beta^{\mathbf{T}} \theta \quad (2.8)$$

Usando (2.8) em (2.6), tem-se

$$\sum_k t_k \frac{\partial q_k(m, z)}{\partial z_i} = \sum_k t_k s_{ki} - q_i(m, z) \beta^{\mathbf{T}} \theta \quad (2.9)$$

Substituindo (2.4) e (2.9) em (2.3), obtém-se

$$- \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \lambda(m, z) q_i(m, z) dm + \xi \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[q_i(m, z) + \sum_k t_k s_{ki} - q_i(m, z) \beta^{\mathbf{T}} \theta \right] dm = 0$$

rearranjando a equação acima tem-se:

$$\int_{a(z)}^{\infty} f(m)\lambda(m, z)q_i(m, z)dm = \xi \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[q_i(m, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k s_{ki} \right] dm \quad (2.10)$$

A equação (2.10) corresponde à equação (3) no artigo de Deaton. Segundo o autor, essa equação alude aos resultados encontrados em Diamond e Mirrlees (1971) e Atkinson e Stiglitz (1976).

A seguir são feitas algumas especificações:

- (i) O autor admite que todos os bens possuem curvas de Engel lineares, o que pode ser obtido admitindo-se que as preferências assumem a forma de Gorman:

$$v(m, z) = \frac{m - a(z)}{b(z)} \quad (2.11)$$

em que, é assumido que $m \geq a(z)$, para qualquer vetor de preços, e $a(z)$ e $b(z)$ são funções homogêneas de grau 1.

- (ii) A função h segue a especificação de Atkinson (1970)

$$h(v) = \frac{v^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon \geq 0$$

em que ε denota o grau de aversão à desigualdade do governo.

A implicação de (i) é que as demandas podem ser consistentemente agregadas. De fato, denotando por $a_i(z)$ e $b_i(z)$ as derivadas parciais de $a(z)$ e $b(z)$, respectivamente, com respeito ao preço do i -ésimo bem, tem-se:

$$\frac{\partial v(m, z)}{\partial z_i} = - \left[\frac{a_i(z)b(z) + b_i(z)(m - a(z))}{b(z)^2} \right] \quad (2.12)$$

$$\frac{\partial v(m, z)}{\partial m} = \frac{1}{b(z)} \quad (2.13)$$

Usando (2.12) e (2.13) junto com a identidade de Roy, tem-se

$$q_i(m, z) = a_i(z) + \frac{b_i(z)}{b(z)} [m - a(z)] \quad (2.14)$$

Assim, (2.14) implica que

$$\int_{a(z)}^{\infty} f(m)q_i(m, z)dm = q_i(\bar{m}, z) \quad (2.15)$$

Usando as especificações acima, nota-se que:

$$\lambda(m, z) = \left[\frac{m - a(z)}{b(z)} \right]^{-\varepsilon} \frac{1}{b(z)} \quad (2.16)$$

Substituindo (2.15) e (2.16) em (2.10), tem-se

$$b(z)^{-1} \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[\frac{m - a(z)}{b(z)} \right]^{-\varepsilon} q_i(m, z) dm = \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \int_{a(z)}^{\infty} f(m)s_{ki} dm \right] \quad (2.17)$$

Para obter o ki -ésimo termo da matriz de Slutsky, aplica-se a equação (2.5) na equação (2.14) resultando em,

$$s_{ki}(m) = a_{ki}(z) + \left[\frac{b_{ki}(z)b(z) - b_k(z)b_i(z)}{b(z)^2} \right] [m - a(z)] - \frac{a_k(z)b_i(z)}{b(z)}$$

portanto

$$\int_{a(z)}^{\infty} f(m)s_{ki}(m)dm = s_{ki}(\bar{m}) \quad (2.18)$$

Para facilitar a notação, considere $s_{ki}(\bar{m}) = \bar{s}_{ki}$. Usando (2.18) em (2.17) tem-se

$$b(z)^{-1} \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[\frac{m - a(z)}{b(z)} \right]^{-\varepsilon} q_i(m, z) dm = \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \quad (2.19)$$

A equação (2.19), corresponde à equação (9) do artigo original de Deaton.

Um particular problema com a equação (2.19), é que o lado esquerdo mantém a integração. Para contornar o problema, Deaton introduz o importante conceito de renda socialmente representativa, que é função direta do grau de aversão relativa à desigualdade

e da renda de subsistência. Denotando-a por $m_0(\varepsilon, a(z))$, esta é definida como

$$m_0(\varepsilon, a(z)) = a(z) + \frac{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{1-\varepsilon} dm}{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm} \quad (2.20)$$

Por que (2.20) é denominada renda socialmente representativa? O Teorema a seguir serve para justificar o conceito.

Teorema 1. *Suponha que $\varepsilon \geq 0$ (ou seja, o governo é pelo menos indiferente à desigualdade de renda), então, para qualquer vetor de preços, a renda socialmente representativa definida em (2.20), satisfaz:*

- (i) $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} m_0(\varepsilon, a(z)) = \bar{m}$;
- (ii) $m_0(\varepsilon, a(z))$ é decrescente em ε ;
- (iii) $\lim_{\varepsilon \rightarrow \infty} m_0(\varepsilon, a(z)) = a(z)$.

Prova: A demonstração de (i) é imediata. Para demonstrar (ii), defina¹

$$\begin{aligned} \sigma &= m - a(z) \\ \sigma_0(\varepsilon) &= m_0(\varepsilon) - a(z) \end{aligned}$$

Definindo $g(\cdot)$ como a densidade de σ , tem-se que

$$\sigma_0(\varepsilon) = \left[\int_0^{\infty} g(\sigma) \sigma^{1-\varepsilon} d\sigma \right] \left[\int_0^{\infty} g(\sigma) \sigma^{-\varepsilon} d\sigma \right]^{-1} \quad (2.21)$$

Defina

$$M_\varepsilon = \int_{a(z)}^{\infty} g(\sigma) \left(\frac{1}{\sigma} \right)^\varepsilon d\sigma \quad (2.22)$$

Note que, $\varepsilon - 1 < \varepsilon$ para qualquer $\varepsilon \geq 0$. Em Hardy, Littlewood e Polya (1934, p. 144), é mostrado que

$$M_{\varepsilon-1} < M_\varepsilon \quad (2.23)$$

tal que, para valores maiores de ε a razão $M_{\varepsilon-1}/M_\varepsilon$ torna-se cada vez menor. Assim, $\sigma_0(\varepsilon)$ é decrescente em ε implicando em (ii). Recorrendo novamente a Hardy, Littlewood

¹A dependência na renda de subsistência será omitida por simplicidade.

e Polya (1934, p. 144), é mostrado no Teorema 193, que

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow \infty} M_\varepsilon = \max_{\sigma \geq 0} \frac{1}{\sigma} = +\infty$$

Neste caso, a razão $M_{\varepsilon-1}/M_\varepsilon$ converge para zero em decorrência de (2.23). Assim $\lim_{\varepsilon \rightarrow \infty} \sigma_0(\varepsilon) = 0$ implicando (iii). \square

Observe que um corolário imediato do Teorema 1 é que

$$a(z) = \inf_{\varepsilon \geq 0} m_0(\varepsilon, a(z)) \leq m_0(\varepsilon, a(z)) \leq \sup_{\varepsilon \geq 0} m_0(\varepsilon, a(z)) = \bar{m}$$

A posição exata da renda socialmente representativa entre os extremos, renda de subsistência e renda média, depende do grau de aversão à desigualdade do governo.

No restante da discussão será omitida a dependência de m_0 em ε e $a(z)$. O Teorema a seguir mostra a expressão para a demanda de um bem i qualquer na renda socialmente representativa.

Teorema 2. *Seja m_0 definida como em (2.20) e suponha que $\varepsilon \geq 0$. Então*

$$q_i(m_0, z) = \alpha \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \quad (2.24)$$

onde $\alpha = b(z)^{1-\varepsilon} \xi \left(\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm \right)^{-1}$.

Prova: Retomando (2.14) e (2.19) tem-se que

$$b(z)^{-1} \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[\frac{m - a(z)}{b(z)} \right]^{-\varepsilon} q_i(m, z) dm = \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right]$$

$$q_i(m, z) = a_i(z) + \frac{b_i(z)}{b(z)} [m - a(z)]$$

Substituindo (2.14) em (2.19), obtém-se

$$\begin{aligned}
& b(z)^{-1} \int_{a(z)}^{\infty} f(m) \left[\frac{m - a(z)}{b(z)} \right]^{-\varepsilon} \left\{ a_i(z) + \frac{b_i(z)}{b(z)} [m - a(z)] \right\} dm \\
&= \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \\
&\Rightarrow \\
& b(z)^{\varepsilon-1} \left\{ \int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} a_i(z) dm + \int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} \frac{b_i(z)}{b(z)} [m - a(z)] dm \right\} \\
&= \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \\
&\Rightarrow \\
& b(z)^{\varepsilon-1} \int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm \left\{ a_i(z) + \frac{b_i(z) \int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{1-\varepsilon} dm}{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm} \right\} \\
&= \xi \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \\
&\Rightarrow \\
& a_i(z) + \frac{b_i(z) \int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{1-\varepsilon} dm}{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm} = \alpha \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \quad (2.25)
\end{aligned}$$

Note que

$$\frac{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{1-\varepsilon} dm}{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm} = m_0 - a(z) \quad (2.26)$$

Assim, substituindo (2.26) em (2.25), tem-se

$$a_i(z) + \frac{b_i(z)}{b(z)} [m_0 - a(z)] = \alpha \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right]$$

Portanto, por (14), tem-se

$$q_i(m_0, z) = \alpha \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \quad (2.27)$$

em que α é definido como no enunciado. \square

Multiplicando ambos os lados de (2.27) por z_i e somando em i , obtém-se

$$\sum_i z_i q_i(m_0, z) = \alpha \left[(1 - \beta'\theta) \sum_k z_i q_i(\bar{m}, z) + \sum_i \sum_k z_i t_k \bar{s}_{ki} \right] \quad (2.28)$$

Sejam os seguintes fatos:

Fato 1 Por *adding-up* tem-se $\sum_i z_i q_i(m_0, z) = m_0$ e $\sum_i z_i q_i(\bar{m}, z) = \bar{m}$;

Fato 2

$$\sum_i \sum_k z_i t_k \bar{s}_{ki} = \sum_k t_k \langle z, \bar{s}_k \rangle$$

em que \bar{s}_k corresponde à k -ésima coluna de S . Portanto

$$\begin{aligned} \sum_i \sum_k z_i t_k \bar{s}_{ki} &= t' S z \\ &= 0 \end{aligned}$$

Usando os fatos 1 e 2 em (2.28), chega-se a

$$m_0 = \alpha \bar{m} (1 - \beta'\theta) \quad (2.29)$$

Substituindo (2.29) em (2.27) tem-se

$$\begin{aligned} q_i(m_0, z) &= \frac{m_0}{\bar{m}(1 - \beta'\theta)} \left[q_i(\bar{m}, z)(1 - \beta'\theta) + \sum_k t_k \bar{s}_{ki} \right] \\ &\Rightarrow \\ \frac{q_i(m_0, z)}{m_0} &= \frac{q_i(\bar{m}, z)}{\bar{m}} + \frac{\sum_k t_k \bar{s}_{ki}}{\bar{m}(1 - \beta'\theta)} \end{aligned} \quad (2.30)$$

Multiplicando ambos os lado de (2.30) por z_i tem-se

$$\begin{aligned}\omega_i(m_0) &= \omega_i(\bar{m}) + \frac{\sum_k z_i t_k \bar{s}_{ki}}{\bar{m}(1 - \beta'\theta)} \\ &\Rightarrow \\ [\omega_i(\bar{m}) - \omega_i(m_0)] (1 - \beta'\theta) &= -\frac{1}{\bar{m}} \sum_k z_i t_k \bar{s}_{ki} \\ &\Rightarrow \\ [\omega_i(\bar{m}) - \omega_i(m_0)] (1 - \beta'\theta) &= -\frac{1}{\bar{m}} \sum_k z_i z_k \bar{s}_{ki} \theta_k\end{aligned}$$

Assim, a obtenção do sistema de tributação ótima compreende resolver o sistema

$$\begin{bmatrix} [\omega_1(\bar{m}) - \omega_1(m_0)] (1 - \beta'\theta) \\ [\omega_2(\bar{m}) - \omega_2(m_0)] (1 - \beta'\theta) \\ \vdots \\ [\omega_N(\bar{m}) - \omega_N(m_0)] (1 - \beta'\theta) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\frac{1}{\bar{m}} \sum_k z_1 z_k \bar{s}_{k1} \theta_k \\ -\frac{1}{\bar{m}} \sum_k z_2 z_k \bar{s}_{k2} \theta_k \\ \vdots \\ -\frac{1}{\bar{m}} \sum_k z_N z_k \bar{s}_{kN} \theta_k \end{bmatrix}$$

ou ainda

$$[\omega(\bar{m}) - \omega(m_0)] (1 - \beta'\theta) = ZSZ\theta \quad (2.31)$$

em que $\omega(\bar{m}) - \omega(m_0)$ é vetor de diferenças nos *shares*, $Z = \text{diag}(z)$ e $\bar{S} = -(1/\bar{m})S$. Para simplificar a notação, escreva $\Delta\omega = \omega(\bar{m}) - \omega(m_0)$, assim a equação (2.31), pode ser reescrita como

$$\Delta\omega(1 - \beta'\theta) = Z\bar{S}Z\theta \quad (2.32)$$

Nota-se a ausência da restrição de receita do governo, mas é possível acrescentá-la, somando à equação (2.32) o termo

$$\omega(\bar{m})'\theta = \rho \quad (2.33)$$

pré-multiplicado pelo vetor unitário $\iota_{(Nx1)}$. Obtendo a equação

$$\Delta\omega(1 - \beta'\theta) + \rho\iota = [Z\bar{S}Z + \iota\omega(\bar{m})']\theta \quad (2.34)$$

Mesma equação obtida por Deaton, escrita na forma matricial. A partir dessa equação, a seção seguinte propõe condições para se obter valores de alíquotas ótimas para um sistema tributário.

2.3 Solução fechada para a fórmula de tributação ótima

Como foi visto na seção anterior, a fórmula para obtenção do vetor de alíquota ótima é dada por (2.32):

$$Z\bar{S}Z\theta = (1 - \beta'\theta)\Delta\omega \quad (2.35)$$

Por definição, toda matriz de Slutsky é negativa semidefinida, portanto, para todo vetor $x \neq 0$ tem-se $x'\bar{S}x \geq 0$ implicando que \bar{S} é positiva semidefinida. Logo, $Z\bar{S}Z$ é positiva semidefinida.

Lema 1. *A equação matricial (2.35) pode ser reescrita como*

$$\{Z\bar{S}Z + \Delta\omega\beta'\}\theta = \Delta\omega \quad (2.36)$$

Prova: Note que

$$\begin{aligned} (1 - \beta'\theta)\Delta\omega &= \Delta\omega - \beta'\theta(\Delta\omega) \\ &= \Delta\omega - (\Delta\omega)\beta'\theta \\ &= \Delta\omega - (\Delta\omega\beta')\theta \end{aligned}$$

Portando

$$Z\bar{S}Z\theta + (\Delta\omega\beta')\theta = \Delta\omega$$

implicando

$$(Z\bar{S}Z + \Delta\omega\beta')\theta = \Delta\omega$$

□

Observe que a solução para θ será única se a matriz $(Z\bar{S}Z + \Delta\omega\beta')$ for não singular. Infelizmente não existem condições gerais que garantam que essa matriz seja não singular. É possível mostrar que ambas as matrizes da soma são singulares. De fato

$$\det(Z\bar{S}Z) = (-1/\bar{m})^N \left(\prod_{n=1}^N z_n^2 \right) \det(S)$$

Como o posto de S é no máximo $N - 1$ segue-se que $\det(Z\bar{S}Z) = 0$ qualquer que seja o vetor de preços. Por outro lado a matriz $\Delta\omega\beta'$ é o produto exterior entre os vetores $\Delta\omega$ e β' e portanto tem posto 1.

Entretanto com algumas adaptações menores é possível garantir a inversibilidade de $(Z\bar{S}Z + \Delta\omega\beta')$ e adicionalmente obter uma expressão explícita para sua inversa. Antes de estabelecer essas condições será enunciado dois resultados fundamentais para o trabalho.

Teorema 3 (Naito (2005)). *Seja $q(m, z) \in \mathbb{R}_+^N$ um sistema de demandas satisfazendo*

(i) *A função utilidade associada a q é estritamente quase côncava, estritamente crescente em todos os bens (em quantidades positivas) e de classe C^2 ;*

(ii) *q é diferenciável em todos os seus argumentos;*

(iii) *Se $(m, z) \gg 0$ então $q(y, z) \gg 0$.*

Então a matriz \tilde{S} é não singular, em que \tilde{S} é a sub-matriz de Slutsky obtida pela deleção da i -ésima coluna e i -ésima linha da matriz de Slutsky original.

Teorema 4 (Miller (1981)). *Sejam A e B matrizes quadradas tais que A é uma matriz não singular e B é uma matriz de posto um. Então $(A + B)$ é não-singular se, e somente se, $tr(BA^{-1}) \neq -1$. Além disso*

$$(A + B)^{-1} = A^{-1} - \frac{1}{1 + tr(BA^{-1})} A^{-1} B A^{-1}$$

Usando os dois resultados acima pode-se adaptar a equação (2.36) de forma a obter uma solução explícita para θ . Especificamente seleciona-se um dos bens, digamos o bem i , para não ser taxado, tal que $\theta_i = 0$, em seguida deleta-se da matriz de Slutsky a i -ésima coluna e i -ésima linha obtendo assim a sub-matriz de Slutsky \tilde{S} tal como no Teorema 3. Seja $C = Z\bar{S}Z$, denotando por \tilde{C} a submatriz de C obtida pela deleção da i -ésima coluna e i -ésima linha, nota-se que, se for admitido que os demais $N - 1$ preços sejam estritamente positivos, então a não-singularidade de \tilde{S} implica na não singularidade de $\tilde{C} = \tilde{Z}\tilde{S}\tilde{Z}$. Para completar as adaptações necessárias deletou-se dos vetores z , $\omega(\cdot)$, β e θ as respectivas i -ésimas componentes e denotou-se os vetores resultantes por \tilde{z} , $\tilde{\omega}(\cdot)$, $\tilde{\beta}$ e $\tilde{\theta}$.

Para utilizar o Teorema 4, é necessário estabelecer sob que condições $tr(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1}) \neq -1$. O Lema a seguir mostra que $\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'$ é positiva semidefinida e, portanto, possui um único autovalor não nulo que de fato é estritamente positivo.

Lema 2. *Suponha que a autoridade fiscal seja avessa ou neutra a desigualdade, e os $N - 1$ bens taxados sejam normais. Então a matriz $\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'$ é positiva semidefinida.*

Prova: Note que

$$\text{tr} \left(\Delta \tilde{\omega} \tilde{\beta}' \right) = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \Delta \tilde{\omega}_j z_j \frac{\partial q_j}{\partial m}$$

As suposições de que o governo possui coeficiente de aversão a desigualdade não negativa e que os bens taxados são normais garantem que $\Delta \tilde{\omega}_j z_j (\partial q_j / \partial m) \geq 0$ para qualquer $j \neq i$. Portanto

$$\text{tr} \left(\Delta \tilde{\omega} \tilde{\beta}' \right) \geq 0 \tag{2.37}$$

□

Note que o fato de $\Delta \tilde{\omega} \tilde{\beta}'$ ter posto um e ser positiva semidefinida também implica que essa matriz possui um único autovalor estritamente positivo. Para uso posterior denote por $\lambda(\Delta \tilde{\omega} \tilde{\beta}')$ esse autovalor.

Em Ortega (2013)¹, o autor demonstra que qualquer submatriz principal (obtida pela deleção de linhas e colunas correspondentes) de uma matriz simétrica negativa semidefinida é também simétrica e negativa semidefinida. Isto posto segue-se que a matriz \tilde{C}^{-1} é simétrica e positiva definida tal que $\text{tr}(\tilde{C}^{-1}) > 0$.

Infelizmente não existe uma expressão geral para o traço do produto de matrizes, tal que não é possível ter conclusão direta sobre o sinal de $\text{tr}(\Delta \tilde{\omega} \tilde{\beta}' \tilde{C}^{-1})$. Entretanto, é possível obter limites inferior e superior para essa quantidade. Existem inúmeros resultados que providenciam limites para o traço do produto de matrizes simétricas, neste estudo, entretanto, utilizou-se o seguinte resultado que exige simetria apenas da matriz que pós multiplica no produto.

Teorema 5 (Lasserre (1995)). *Seja A uma matriz $N \times N$ e B uma matriz de mesma dimensão e simétrica. Então*

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i(\bar{A}) \lambda_{N-i+1}(B) \leq \text{tr}(AB) \leq \sum_{i=1}^N \lambda_i(\bar{A}) \lambda_i(B) \tag{2.38}$$

em que \bar{A} denota a parte simétrica de A .

Observe que com o uso do Teorema 5, é possível estabelecer o principal resultado do presente trabalho.

Teorema 6. *Considere a fórmula de imposto ótimo dada em (2.35). Sejam \tilde{S} a submatriz de Slutsky obtida pela deleção da i -ésima linha e i -ésima coluna da matriz de*

¹ver Teorema 1.4.10, página 36

Slutsky original e defina $\Delta\tilde{\omega}$, $\tilde{\beta}$, \tilde{Z} e $\tilde{\theta}$ da mesma forma. Suponha que o coeficiente de aversão a desigualdade do governo seja estritamente positivo e finito, que o i -ésimo bem seja normal e que os preços de todos os demais $N - 1$ bens sejam estritamente positivos. Então a solução de (2.36) é dada por

$$\begin{aligned}\tilde{\theta} &= \left[\tilde{C}^{-1} - \frac{1}{1 + \text{tr}(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1})} \tilde{C}^{-1} \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1} \right] \Delta\tilde{\omega} \\ \tilde{\theta}_i &= 0\end{aligned}\quad (2.39)$$

Prova: O Teorema 3, garante que \tilde{C} possui inversa. Assim, para garantir a inversibilidade de $\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'$ é preciso mostrar que $\text{tr}(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1}) \neq -1$. De fato, mostrar-se-á que $\text{tr}(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1}) \geq 0$.

Pelo Teorema 5, tem-se que

$$\text{tr}(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1}) \geq \sum_{i=1}^N \lambda_i(\Sigma) \lambda_{N-i+1}(\tilde{C})^{-1} \quad (2.40)$$

Em que $\Sigma = (\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}' + \tilde{\beta}\Delta\tilde{\omega}')/2$ é a parte simétrica de $\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'$. Como $\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'$ é positiva semidefinida se, e somente se Σ o é ¹.

Se Σ é positiva semidefinida e $\text{rank}(\tilde{\beta}\Delta\tilde{\omega}') = 1$, então Σ possui dois autovalores não negativos. Partindo desse pressuposto e utilizando o Lema 2 pode-se reescrever a desigualdade (2.40) da seguinte forma

$$\text{tr}(\Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}'\tilde{C}^{-1}) \geq \lambda_1(\Sigma) \lambda_N(\tilde{C})^{-1} + \lambda_2(\Sigma) \lambda_{N-1}(\tilde{C})^{-1} \geq 0 \quad (2.41)$$

pois todos os autovalores de Σ e $(\tilde{C})^{-1}$ são não negativos.

□

Acrescentando o parâmetro de arrecadação do governo ρ , pós multiplicado por um vetor unitário $\iota_{((N-1) \times 1)}$ na equação (2.35) tem-se,

$$\left[\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}' \right] \tilde{\theta} + \rho \iota = \Delta\tilde{\omega} + \rho \iota \quad (2.42)$$

como $\rho = \tilde{\omega}(\tilde{m})\tilde{\theta}$ então,

$$\left[\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}' \right] \tilde{\theta} + \tilde{\omega}(\tilde{m})\tilde{\theta} = \Delta\tilde{\omega} + \rho \iota$$

¹vide Horn e Johnson (2012), pag. 433, Lema 7.1.11.

$$\left\{ \underbrace{[\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}']}_{\text{invertível pelo Teor.4}} + \underbrace{\iota\tilde{\omega}(\bar{m})'}_{\text{tem posto 1}} \right\} \tilde{\theta} = \Delta\tilde{\omega} + \rho\iota$$

Usando Miller (1981) novamente tem-se

$$\begin{aligned} \tilde{\theta} &= \{(\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}')^{-1} - \frac{1}{1+\text{tr}[\iota\tilde{\omega}(\bar{m})(\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}')^{-1}]}\}(\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}')^{-1}[\iota\tilde{\omega}(\bar{m})'] \\ &\quad (\tilde{C} + \Delta\tilde{\omega}\tilde{\beta}')^{-1}\}(\Delta\tilde{\omega} + \rho\iota) \end{aligned} \quad (2.43)$$

$$\tilde{\theta}_i = 0$$

Dadas as condições acima, junto com a equação (2.14), é possível obter valores de alíquotas ótimas para qualquer conjunto de bens, em que esses valores são únicos. Para o cálculo das alíquotas ótimas é suficiente obter os dados de preço¹ e a quantidade de cada produto consumido dentro da cesta de bens. Apenas atribuindo valores para o parâmetro de aversão à desigualdade. Utilizando um simples software matemático que solucione cálculos matriciais, facilmente se implementa a equação obtida acima. Em posse dessa equação, no capítulo seguinte é calculado as alíquotas ótimas indiretas para as UF do Brasil, usando informações da POF 2008/2009.

¹é necessário os preços sem o acréscimo do imposto indireto, neste caso, sem o ICMS

MODELO DE DEATON APLICADO EM DADOS PARA O BRASIL

3.1 Introdução

O número de trabalhos sobre tributação indireta ótima para o Brasil ainda é muito baixo em relação a quantidade de trabalhos feitos para outros países, principalmente pesquisas sobre estimação de alíquota ótima indireta. Dada a importância do ICMS para a receita tributária do país, esse Capítulo utiliza a fórmula obtida no Capítulo anterior para estimar alíquotas indiretas ótimas para cada UF do Brasil, usando os microdados da POF de 2008/2009. Entre os inúmeros resultados obtidos nesse capítulo, um deles, dentro da estrutura de tributação ótima obtida, os bens do grupo bebida alcoólica, devem ser subsidiados. Esse resultado decorre do fato que os gastos com bebida alcoólica são maiores entre as famílias de renda mais baixa. Por outro lado, o grupo que apresenta maior alíquota média entre as UFs brasileiras foi medicamentos.

3.2 Tributação indireta ótima

A teoria de taxação ótima visa encontrar o conjunto de alíquotas que fornecerá o maior nível de bem estar ao consumidor enquanto eleva a arrecadação da receita requerida pelo governo. Esse conjunto de alíquotas será o ótimo.

A prática de taxar bens leva a um menor nível de bem estar comparado a um conjunto ótimo de impostos *lump-sum*, porém taxar bens é mais factível do que imposto *lump-sum* ótimo.

Lema da eficiência de produção de Diamond e Mirrlees demonstra que a eficiência de produção é desejável diante de uma estrutura de tributação ótima e bens intermediários não devem ser tributados, a menos que seja extremamente difícil tributar os bens finais. O lema prova também que para a existência de produção eficiente é necessário que as alíquotas sobre os insumos não sejam diferentes entre as firmas. Esses resultados fornecem proposições básicas para a existência de um sistema ótimo de imposto indireto.

As características necessárias para a eficiência da tributação ótima recai sobre a regra da elasticidade inversa. A regra afirma que o governo deve taxar altamente bens necessários, que por definição possuem baixos valores de elasticidade da demanda. Apesar da eficiência na tributação de bens que a regra da elasticidade inversa proporciona, ela não fornece um caminho igualitário na redistribuição de renda. Pois, é possível observar

que ao se aplicar alíquotas mais altas sobre bens necessários, os consumidores de baixa renda irão pagar uma maior carga tributária em relação a renda do que os consumidores de renda mais alta. O que se diz na literatura de tributação ótima é que o imposto se torna regressivo.

Como a regra de elasticidade inversa usa o pressuposto que a demanda para cada bem depende somente do preço do bem, ela exclui todo efeito de preços cruzados sobre a demanda, significando que os bens não podem ser nem substitutos nem complementares. Suavizando essa restrição, uma regra mais geral é obtida, a regra de Ramsey. Um dos resultados mais antigos sobre tributação ótima, a Regra de Ramsey afirma que um sistema ótimo tributário ótimo deve ser tal que a redução proporcional na demanda por um único bem, ocasionada pela introdução do imposto indireto, seja igual para todos os outros bens. A distorção em termos de quantidade, e não em relação aos preços, devem ser minimizadas. Sugerindo que como a redução proporcional na demanda compensada deve ser igual para todos os bens de consumo, esses bens menos sensíveis às variações dos preços (bens necessários) devem receber uma maior carga tributária para alcançar a mesma redução de demanda, ocorrida nos outros bens mais sensíveis ao preço. Porém os efeitos dos preços cruzados não são analisados por completo. Pode-se perceber que na obtenção do sistema tributário indireto ótimo, visando apenas a eficiência, as alíquotas se tornam regressivas.

A solução para amenizar essa regressividade é introduzindo a equidade nos estudos sobre impostos indiretos. Introduzindo considerações de igualdade no modelo de Ramsey, resulta que os bens consumidos primeiramente pelo mais pobres enfrentam uma menor redução de demanda com a aplicação dos impostos. Em outras palavras, menores taxas devem ser aplicadas sobre os bens consumidos pelos mais pobres.

3.3 ICMS

Imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e sobre prestação de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação é um imposto que somente o governo dos estados do Brasil e o Distrito Federal pode instituí-lo, ou seja, cada UF possui a competência de decidir qual o valor da alíquota a ser imposta a cada bem ou serviço, limitado pela Constituição de 1988. Considerado um imposto seletivo, isto é, em que a alíquota varia entre grupos de bens/serviços/transporte.

A incidência do ICMS sobre a mercadoria é gerada no momento da circulação do produto. Além disso, é necessária a troca de titularidade do bem para existir a incidência do imposto. Isso também vale para mercadorias em deslocamento com origem no exterior,

sendo taxadas assim que a alfândega libera a mercadoria para entrar no país.

Por outro lado é um imposto não cumulativo, em que o consumidor final da mercadoria não necessita pagar o imposto anteriormente cobrado em operações que tenham resultado no deslocamento da mercadoria até a entrada no estabelecimento. Para evitar esse acúmulo, em cada etapa da circulação da mercadoria ou na prestação de serviço, deve ser gerada e emitida a nota fiscal do produto ou serviço.

3.4 Revisão Bibliográfica

Nesta seção é apresentada uma breve revisão da bibliografia relacionada ao trabalho. Em essência, são apresentados os trabalhos fundamentais na teoria de taxaço ótima, bem como aplicações desta. Especial atenção é devotada aos trabalhos com aplicação da teoria da taxaço no Brasil. O ponto fundamental nessa revisão é destacar as vantagens do modelo de Deaton em relação às abordagens tradicionais.

É consenso entre os economistas reconhecer o trabalho de Ramsey (1927) como o marco inicial na teoria de taxaço ótima. O ponto de motivaço para a abordagem de Ramsey foi a questão acerca de quais alíquotas sobre os bens deveriam ser impostas pelo governo ao menor custo de eficiência, sujeito a uma restrição de receita do governo supondo a existência de impostos tipo *lump sum*. A análise feita pelo autor admite a hipótese de uma economia competitiva com m bens de consumo e apenas o trabalho como insumo de produção, em que o autor admite que a tecnologia de produção apresenta retornos constantes de escala. Ele parte do pressuposto que a única forma de arrecadaço do governo é feita por impostos sobre bens. Outra suposiço importante é a existência de um único agente na economia, tal que considerações sobre equidade estão ausentes no modelo. Com a hipótese de existência de um único consumidor, suas preferências são representadas por uma função de utilidade indireta que depende dos preços dos bens, oferta de trabalho e uma renda *lump sum* concedida pelo governo. A resolução do problema é feita pela maximizaço da função de utilidade indireta, sujeito a restrição de receita do governo. O resultado mostra que as alíquotas devem ser inversamente proporcionais a elasticidade-preço da demanda do bem.

Diamond e Mirrlees (1971) levam em conta considerações distributivas, sendo uma extensão dos resultados de Ramsey, considerando a existência de vários agentes econômicos. Nesse modelo, a estrutura do imposto indireto ótimo é determinada pela seletividade das alíquotas, ponderando os bens consumidos pelos mais pobres. A partir desse trabalho iniciam-se as considerações entre equidade e eficiência econômica. Sendo assim, quanto maior a preocupação do governo com os agentes mais pobres, menor a variaço da de-

manda em relação ao imposto ótimo dos agentes mais pobres, um *trade off* entre eficiência e equidade.

Os dois modelos clássicos sobre taxaçoão indireta ótima, apesar da importância analítica dos resultados, não fornecem uma definição explícita para a obtençoão da estrutura de alíquotas ótimas, pois as mesmas são expressas em função da demanda e dos efeitos substituição, dessa forma é difícil implementar esses modelos empiricamente, pois não é possível ter o conhecimento sobre todas as informações das preferências do consumidor.

Os estudos que vieram depois de Ramsey (1927) e Diamond e Mirrlees (1971), tentam encontrar resultados que facilitam essa implementação usando dados observados na sociedade. A maioria desses trabalhos obtém a estrutura do imposto ótimo com base nas especificações das preferências dos consumidores e os níveis de preocupação do governo quanto ao bem-estar dos agentes econômicos.

Um modelo muito importante sobre tributação ótima é proposto por Atkinson e Stiglitz (1976) e Atkinson e Stiglitz. (1980) que introduzem no modelo de tributação ótima uma estrutura tributária sobre a renda. O estudo mostra que sob as condições iniciais onde as preferências são idênticas entre consumidores, se diferenciando apenas na renda e as preferências sejam representadas por uma sistema de despesa linear são suficientes para a uniformidade das alíquotas quando se introduz uma estrutura ótima de tributação linear sobre a renda.

Já no modelo proposto por Deaton e Stern (1986) é introduzido o pressuposto da diferença entre as preferências dos consumidores. Nesse modelo a economia se divide em grupos, onde cada grupo possui as mesmas características demográficas e as preferências dos agentes são idênticas dentro de cada grupo. Para cada grupo o governo concede uma transferência uniforme de valor fixo, com esse montante sendo diferente de um grupo para outro. Para a otimalidade do modelo são necessário duas condições: a separabilidade entre bens e lazer e a linearidade nas curvas de Engel. Vale ressaltar que nesse modelo as características demográficas usada para diferenciar os grupos são apenas os dados sobre a composição familiar.

Numa estimação de alíquotas ótimas para a Índia, Ray (1986) compara a sensibilidade das alíquotas ótimas para dois tipos de sistema de demanda. O SDL (*Sistema de Dispêndio Linear*) e o Sistema de Preferências não Lineares Restrito - RNLPS (*Restrict Nonlinear Preferences System*), que visa desconsiderar a hipótese restrita de curvas de Engel linear. As alíquotas encontradas são muito próximas quando comparados dois sistemas de de demanda, ficando pouco sensíveis para baixos níveis de aversão à desigualdade e altamente sensíveis quanto maior o parâmetro do governo de aversão à desigualdade. É possível verificar que a estimação resultou em algumas alíquotas negativas para vestimen-

tas e alguns alimentos.

Destacando a natureza regressiva do sistema tributário brasileiro, Eris, Eris e Kadota D. K. (1983) e Vianna et al. (2000) analisam o impacto distributivo dos impostos sobre o consumo com base na razão entre o montante de imposto pago por família e sua renda corrente.

Siqueira (1998) destaca-se pela análise do imposto ótimo para bens e serviços, levando-se em consideração as preferências dos consumidores, admitindo hipóteses alternativas de atitude do governo em relação à desigualdade, nível de receita do governo e às restrições dos instrumentos tributários. O resultado mostra uma estrutura de bens e serviços caracterizada pela seletividade das alíquotas. A autora também analisa o resultado das alíquotas sobre a hipótese de uma transferência de renda *lump sum* feita pelo governo às famílias, resultando em uma significativa redução do grau de seletividade das alíquotas. De acordo com seus resultados, bens como alimento e bebida alcoólica & fumo apresentaram subsídios.

Para avaliar a equidade de impostos sobre o consumo, Siqueira, Nogueira e Souza (2000) utilizam o dispêndio total com consumo como base para essa avaliação. Como principal resultado destaca-se que apesar da estrutura de alíquotas efetivas desses impostos serem muito diferenciadas, a carga tributária é distribuída quase que proporcionalmente entre as famílias. Mas se a análise é feita com base na renda disponível os impostos se mostram regressivos.

Barbosa e Siqueira (2001) analisam a eficiência do sistema tributário brasileiro através de um modelo de tributação ótima sobre consumo, discutindo a questão de uniformidade com relação à seletividade na estrutura tributária sobre bens e serviços. Essas autoras destacam que a estrutura tributária brasileira deve ser caracterizada pela seletividade de alíquotas e por subsídios às categorias de bens consumidos pela classe mais pobre. Estimam alíquotas ótimas para diferentes níveis de aversão à desigualdade, onde obtêm subsídio para alimento e fumo. De fato, como destacam Varsano et al. (1998), a maior fonte de receitas tributárias no Brasil vem de impostos sobre a produção e circulação de bens e serviços, atingindo 60% do total de impostos.

Asano, Barbosa e Fiuza (2004) calculam a estrutura ótima da tributação sobre o consumo no Brasil. O modelo utilizado é baseado na abordagem de Diamond e Mirrlees (1971). As simulações são baseadas no sistema de demanda AIDS (*Almost and Ideal Demand System*). Os resultados são caracterizados pela seletividade das alíquotas e são altamente significantes com a introdução de valores altos do parâmetro de aversão à desigualdade. A análise também é feita com a suposição de uma transferência de renda *lump sum* aplicada a todos os agentes do modelo pelo governo. Os resultados, após

a transferência, são revertidos para uma estrutura tributária regressiva, assim como no trabalho de Siqueira (1998).

No trabalho de Siqueira, Nogueira e Souza (2010), os autores estimaram alíquotas efetivas sobre bens e serviços no Brasil usando dados da POF-2002/2003. A partir dessas alíquotas, estimaram a distribuição da carga tributária e o grau de regressividade (ou progressividade) de cada tributo. Concluíram que mais de um terço do imposto indireto no Brasil incide sobre os insumos.

Utilizando o método proposto por Ahmad e Stern (1984), Siqueira et al. (2012), calcula o custo marginal social da tributação para 27 grupos de bens, com base nos dados da POF 2002/2003 e nas elasticidades-preço da demanda estimadas por Pintos-Payeras (2009). Os cálculos foram realizados para diferentes níveis do grau de aversão à desigualdade. Sugerindo que a forma mais eficiente de aumentar a equidade da tributação indireta no Brasil seria reduzindo as alíquotas tributárias sobre bebidas alcoólicas, produtos de limpeza, produtos de higiene pessoal e eletrodomésticos, e aumentando as alíquotas de transporte privado, refrigerantes e educação.

A metodologia adotada no modelo utilizado no presente estudo tem como base o modelo de Deaton (1977), que desenvolveu uma estrutura de taxaço indireta baseando-se na maximização de uma função de bem-estar social sujeito à restrição de receita do governo. O diferencial desse modelo é que ele propõe hipóteses de agregação de informações individuais que facilitarão o cálculo das fórmulas. Uma dessas hipóteses é, ao invés de se considerar a existência de um único agente, Deaton (1977) calcula a função bem-estar social ponderada para apenas dois tipos de consumidores, o consumidor de renda média e o consumidor de renda socialmente representativa ¹. A análise das alíquotas ótimas é feita com base no dispêndio total com o consumo dos bens assim como em Siqueira, Nogueira e Souza (2000). É feito o cálculo do imposto indireto ótimo sobre nove grupos de bens não duráveis.

A análise de alíquotas, baseada no modelo de Deaton (1977), é de suma importância, pois até hoje, não existe nenhum estudo para o Brasil sobre imposto indireto ótimo que utiliza esse modelo para o cálculo de alíquotas, e junto ao modelo definido é estimado uma renda socialmente representativa.

¹O conceito de renda socialmente representativa será discutido mais adiante.

3.5 Metodologia

3.5.1 Dados

Os dados utilizados neste estudo para a estimação do sistema de demanda são originários dos microdados da POF 2008/2009, efetuada pelo IBGE (*Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*) com o objetivo de mensurar as estruturas de consumo, de gastos e de rendimentos das famílias residentes no Brasil. A pesquisa foi realizada nas áreas urbanas e rurais em todo o território Nacional.

O objetivo dessa pesquisa é captar informações sobre a condição de vida dos brasileiros especialmente da população mais pobre de uma maneira mais detalhada, pois contém dados sobre aquisições não monetárias, ou seja, bens produzidos, pescados, caçados, coletados ou recebidos, utilizados durante o período da pesquisa.

A POF 2008-2009 é a quinta pesquisa realizada pelo IBGE sobre orçamento familiar e a terceira em nível nacional já que as anteriores foram feitas somente para determinadas regiões do País.

A coleta dos dados da POF 2008/2009 foi realizada no período compreendido entre maio de 2008 e maio de 2009. Sendo assim, com o objetivo de ampliar a capacidade do informante para fornecer os valores das compras realizadas e a quantidade adquirida de cada bem, foram definidos quatro períodos de referência: sete dias, 30 dias, 90 dias e 12 meses, segundo os critérios de frequência das aquisições e do nível do valor do gasto. Para produtos como alimentos, que possuem valores de compra menores, não existe a necessidade de se estender por muito tempo a coleta de informações do consumo desse bem para cada família, já despesas de maiores valores, como vestuários, possuem uma menor frequência de aquisição, necessitando assim maiores períodos de referência.

Como a POF combina um período de coleta de 12 meses com períodos de referência de até 12 meses, para alguns itens de despesa, assim como os rendimentos, as informações estão distribuídas em um período de 24 meses. Durante os 24 meses mencionados, ocorreram mudanças absolutas e relativas nos preços, requerendo que os valores levantados na pesquisa fossem valorados a preços de uma determinada data. A data referencial fixada para apresentação dos resultados da POF 2008-2009 foi 15 de janeiro de 2009, portanto os resultados são apresentados a valores constantes deste dia.

A agregação e a comparação das informações dos valores coletados em diferentes datas para uma unidade de consumo, não é simples, devido às várias referências temporais, o efeito inflacionário sobre os valores das despesas e rendimentos, portanto a POF ajustou os valores a fim de eliminar esse problema.

As planilhas de valores da POF foram estruturadas com o auxílio do *software* SPSS, onde só se utilizou dados de gastos com os bens selecionados neste estudo, quais sejam: gastos com alimentação (que inclui também bebidas em geral, exceto bebida alcoólica). Dividido em: alimento industrializado, alimento natural e itens da cesta básica; higiene pessoal; gastos com telecomunicação (telefonia, internet, TV a cabo); gastos com vestuário, incluindo sapatos e acessórios; gastos com produtos de limpeza; medicamento e gastos com bebida alcoólica. Os preços foram obtidos através da divisão do valor total gasto com a aquisição do bem, deflacionados, pela quantidade adquirida do produto ou serviço. Como dito anteriormente, a POF trabalha com frequências de coleta de dados diferentes para categorias diferentes de produtos de consumo, portanto foram utilizados valores de consumo anualizados e deflacionados pela própria pesquisa.

3.5.2 Estratégia Empírica

O modelo usado nesse trabalho parte do artigo de Deaton (1977), que deriva uma equação de taxaço ótima sobre bens e serviços onde o governo não somente visa obter receita, mas também prover uma redistribuição de renda.

A estratégia para derivar a equação da alíquota se inicia pela maximização da função de bem-estar social sujeito a restrição do governo onde os consumidores possuem gostos idênticos, diferindo somente na renda. Utiliza-se dois tipos de indivíduos, um de renda média e um com renda socialmente representativa definida pela equação (2.20).

$$m_0(\varepsilon, a(z)) = a(z) + \frac{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{1-\varepsilon} dm}{\int_{a(z)}^{\infty} f(m) [m - a(z)]^{-\varepsilon} dm}$$

em que

$a(z)$ = gasto de subsistência;

ε = parâmetro de aversão a desigualdade.

Assim como em Deaton (1977), a renda é distribuída de acordo com a função de densidade de probabilidade lognormal ¹ truncada em $a(z)$, com $a(z) \geq 0$. Desta forma a equação (2.20) pode ser escrita da forma:

$$m_0 = a(z) + \lambda'_{1-\varepsilon} / \lambda'_{-\varepsilon}, \quad (3.1)$$

em que λ'_i é o i -ésimo momento em torno do zero da distribuição de $m - a(z)$. Logo,

¹ver Aitchison e Brown (1976)

λ'_j pode ser escrito como $\exp j\mu + (1/2)j^2\sigma^2$, sendo a distribuição lognormal de $m - a(z)$ com os parâmetros μ e σ^2 . Sendo assim,

$$m_0 = a(z) + \frac{\exp\left((1-\varepsilon)\mu + \frac{1}{2}(1-\varepsilon)^2\sigma^2\right)}{\exp\left((-\varepsilon)\mu + \frac{1}{2}(-\varepsilon)^2\sigma^2\right)}$$

Após algumas manipulações algébricas, é possível reescrever a equação acima da seguinte forma:

$$m_0 = a(z) + \{\bar{m} - a(z)\} \exp\{-\sigma^2\varepsilon\} \quad (3.2)$$

Para a implementação empírica do modelo são usadas as estimativas de máxima verossimilhança de \bar{m} e σ^2 em(3.2), ou seja,

$$\sigma^2 = H^{-1} \sum_h [\ln m_h - \bar{m}]^2, \quad h \in H \quad (3.3)$$

$$\bar{m} = H^{-1} \sum_h \ln m_h, \quad h \in H \quad (3.4)$$

A forma particular da equação (3.2) associada com a distribuição lognormal é de grande interesse analítico e conveniência computacional.

Deve-se usar as funções de utilidade e demanda em associação com o sistema de dispêndio linear introduzido por Stone (1954), onde os índices $a(z)$ e $b(z)$ são dados por:

$$a(z) = \sum \gamma_k z_{k,h} \quad (3.5)$$

$$b(z) = \beta_0 \prod z_k^{\beta_k} \quad (3.6)$$

Onde os β 's são consistentes com a definição anterior, uma vez que esses valores são uma parcela do orçamento marginal no sistema de dispêndio linear. Com a especificação em (3.5) e (3.6), a equação (2.14) do Capítulo anterior pode ser escrita como:

$$q_i(m) = \gamma_i + \beta_i z_i^{-1} \left\{ m - \sum \gamma_k z_k \right\} \quad (3.7)$$

A partir da equação (3.7) junto com a equação (2.43) do capítulo anterior é possível obter alíquota indireta ótima.

3.6 Resultados

Para se calcular as alíquotas indiretas ótimas, a princípio, estima-se os parâmetros β_i e γ_i da função de demanda (3.7). O método econométrico utilizado para tal estimação foi o SUR (*Seemingly Unrelated Regression*)¹. Os valores estimados dos parâmetros obtidos β_i e γ_i para cada UF encontram-se disponíveis no apêndice, nas Tabela (A.2) à Tabela (A.6).

Em seguida, utilizar as valores estimados para β_i e γ_i junto com as variáveis extraídas dos microdados da POF 2008/2009² e substituindo essas variáveis na equação (2.43), do Capítulo 2, para a obtenção das alíquotas ótimas de cada UF do Brasil.

Os resultados obtidos neste modelo utilizam uma série de pressupostos dos quais os consumidores tem gostos idênticos se diferenciando somente na renda e o modelo requer que os bens taxados possuam a curva de Engel linear. É importante ressaltar que no modelo existe uma única forma de política tributária do governo que é taxar bens e serviços, onde um dos bens é escolhido para ser isento de imposto. O bem escolhido para ser o numerário é o alimento *in natura*, pois para a maioria dos estados esse bem é isento de ICMS.

Os θ 's foram calculados para diversos valores de ε e foi fixado um valor para o parâmetro de arrecadação do governo, com $\rho = 0,34$, que representa a participação no PIB da receita do governo³ para o ano de 2009.

Um estudo mais detalhado será feito sobre o valor médio de $\varepsilon = 5$, pois estamos comparando valores entre os 26 estados do país mais o Distrito Federal e entre as 5 regiões, logo seria muito confuso uma análise para diferentes valores de ε .

Contudo, é possível perceber na tabela (3.1) que existe uma variação das alíquotas conforme se altera o coeficiente de aversão a desigualdade para os valores $\varepsilon = 0.1, \varepsilon = 3, \varepsilon = 5, \varepsilon = 7$ e $\varepsilon = 10$.

A estimação foi feita separadamente para cada UF. Pode-se perceber na tabela (3.2) que para os estados Alagoas e Pernambuco, o valor das alíquotas para higiene pessoal, medicamento e produto de limpeza estão fora do padrão normal das outras UFs. Um dos motivos que pode ter causado essa discrepância nos resultados pode ser na estimação dos parâmetros γ e β .

¹para melhor explicação ver em Wooldridge (2001), cap. 7

²preços (sem o ICMS), quantidades consumidas de cada bem e a renda, de cada domicílio

³ver BRASIL (2010)

Tabela 3.1: Alíquota média para o Brasil com variações para ε

bens	Brasil					
	$\varepsilon=0.1$	$\varepsilon=1$	$\varepsilon=3$	$\varepsilon=5$	$\varepsilon=7$	$\varepsilon=10$
cesta básica	0,0043	0,0049	0,0064	0,0090	0,0144	0,0476
alim. Indust	0,0032	0,0037	0,0053	0,0081	0,0149	0,0613
higiene pessoal	-0,4551	-0,5187	-0,6861	-0,9482	-1,4687	-4,3149
vestuário	0,0012	0,0014	0,0017	0,0022	0,0031	0,0071
medicamento	0,1316	0,1257	0,1164	0,1098	0,1071	0,1273
produto de limpeza	-0,2298	-0,2661	-0,3680	-0,5474	-0,9694	-3,8291
bebida alcoolica	-0,0566	-0,0663	-0,0921	-0,1331	-0,2134	-0,6307
telecomunicação	0,0001	0,0001	0,0002	0,0003	0,0005	0,0016

Fonte: Estimativa da autora

Tabela 3.2: Alíquota ótima para $\varepsilon = 5$ e $\rho = 0.34$

Região	UF	Alíquotas							
		c.básica	alim.ind.	h. pess.	vest.	medic.	p. limp.	b. alcool.	telecom.
	RO	0,00354	0,00291	-0,33957	0,00038	0,00429	-0,05701	-0,10172	0,00013
	AC	0,00087	0,00042	-0,26389	0,00077	0,00112	-0,00083	-0,02243	0,00003
	AM	0,00145	0,00109	-0,70423	0,00099	0,00456	-0,36363	0,00641	0,00013
N	RR	0,00280	0,00115	-0,37873	0,00050	0,00263	-0,21709	-0,02696	0,00003
	PA	0,00182	0,00096	-0,29167	0,00111	0,00554	-0,25703	-0,01073	0,00003
	AP	0,00167	0,00129	-0,76242	0,00041	0,00682	-0,43403	-0,01962	0,00001
	TO	0,00167	0,00129	-0,76242	0,00041	0,00682	-0,43403	-0,01962	0,00001
	PR	0,00148	0,00049	-0,07497	0,00009	0,00085	-0,03302	-0,04965	0,00003
S	SC	0,00153	0,00028	-0,07003	0,00004	0,00059	-0,02965	-0,03100	0,00004
	RS	0,00282	0,00053	-0,14607	0,00167	0,00170	0,00017	-0,07014	0,00008
	MA	0,00169	0,00124	-0,52799	0,00146	0,00540	-0,11676	-0,02092	0,00003
	PI	0,00130	0,00134	-0,87300	-0,00662	0,00017	-0,09465	-0,01456	0,00006
	CE	0,00269	0,00096	-0,22837	0,00364	0,00720	-0,08257	-0,07076	0,00009
	RN	0,00222	0,00046	-0,18020	0,00190	0,00470	-0,07642	-0,04829	0,00006
NE	PB	0,00466	0,00127	-0,24170	0,00060	0,00633	-0,16277	-0,12515	0,00011
	PE	0,01026	0,00082	-0,04310	0,00187	2,87877	-0,00274	0,02611	0,00005
	AL	0,05548	0,08251	-4,59847	0,00601	0,04346	-4,91230	-0,66469	0,00195
	SE	0,00374	0,00071	-0,33540	0,00405	0,00456	-0,13174	0,00245	0,00005
	BA	0,00129	0,00062	-0,46355	-0,00349	0,00117	-0,00070	-0,00735	0,00002
	MS	0,00062	0,00032	-0,02237	0,00004	0,00040	0,00005	-0,01634	0,00001
	MT	0,00122	0,00180	-0,76684	0,00081	0,00177	-0,01175	-0,22503	0,00020
CO	GO	0,00115	0,00100	-0,10014	0,00070	0,00266	-0,02133	-0,04402	0,00007
	DF	0,00234	0,00045	-0,18338	0,00004	0,00065	-0,01596	0,00159	0,00002
	MG	0,00432	0,00015	-0,27481	0,00044	0,01291	-0,09556	-0,46241	0,00022
	ES	0,00108	0,00050	-0,05931	0,00013	0,00093	-0,01877	-0,04371	0,00003
SE	RJ	0,00202	0,00046	-0,11618	0,00030	0,00100	-0,04013	-0,01902	0,00002
	SP	0,00107	0,00029	-0,02933	0,00011	0,00063	-0,04257	-0,02355	0,00003

Fonte: Estimativa da autora

O produto que obteve a maior alíquotas entre os bens e serviços usados nesse trabalho foi o medicamento. O Nordeste obteve a maior taxa de imposto para medicamento ($\theta_{medic.} = 0,33$, em média) e a região Sul resultou na menor alíquota ($\theta_{medic.} = 0,001$, em média). Todavia se analisarmos as regiões do país retirando os estados de Pernambuco e Alagoas, pois estão com valores muito acima da média, a região Norte que auferiu a maior alíquota para medicamento ($\theta_{medic.} = 0,0045$, em média).

Para os itens de alimentação, resultam em alíquotas altas ($\theta_{c.bsica} = 0,0033$ e $\theta_{alim.ind.} = 0,0026$, em média). Valores próximos das alíquotas de medicamentos, que foi a mais alta dentre os bens escolhidos ($\theta_{medic.} = 0,0068$, em média). O Nordeste obteve o maior valor para θ nos itens da cesta básica ($\theta_{c.bsica} = 0,0093$ e $\theta_{c.bsica} = 0,0025$ excluindo os estados PE e AL) e a região Centro Oeste teve a menor alíquota ($\theta_{c.bsica} = 0,0013$). Ainda com relação a região Nordeste, o modelo resultou em alíquotas maiores ($\theta_{alim.ind.} = 0,01$ e $\theta_{alim.ind.} = 0,0013$ excluindo os estados PE e AL) para alimentos industrializados, por outro lado, a região Sudeste obteve o menor valor de imposto para alimento industrializado ($\theta_{alim.ind.} = 0,0003$).

Para os alimentos, cesta básica e alimento industrializado, as alíquotas tiveram valores positivos e maiores em relação aos outros bens, para todas as UFs. Nenhuma das alíquotas estimadas para alimentos foram negativas. O fato de ter escolhido o bem alimento *in natura* como numerário, pode ter gerado esse resultado.

Com relação ao serviço de telecomunicação, o resultado da estimação foi umas das menores alíquotas para todas as UFs do país, numa média de $\theta_{tel.} = 0,0001$. Observou-se que as alíquotas resultantes para vestuário, nos estados Piauí e Bahia, obtiveram subsídio ($\theta_{vest.} = -0,005$, em média), as demais UFs, todavia, apresentaram taxas positivas ($\theta_{vest.} = 0,0011$, em média).

Ao contrário do que se observa em alguns trabalhos, os resultados para higiene pessoal e produto de limpeza foram alíquotas negativas. Todas as UFs tiveram subsídio para higiene pessoal e 92% das UFs resultaram em subsídio para produto de limpeza.

No entanto, para bebida alcoólica, tal como no trabalho de Siqueira (1998), a estimação resultou em subsídio para 85,2% das UFs no país. Porém Siqueira (1998) estimou alíquotas para o Brasil, e não para cada estado como este trabalho.

Tabelas contendo o gasto médio relativo para cada bem, que se encontram no anexo, estão separadas em grupos de renda de 1 a 10, usando as definições de Sturges (1926) como base para separação de classes de renda. A construção de tabelas de elasticidade de cada bem também foi necessária para o auxílio na análise dos resultados das alíquotas. Essas tabelas foram construídas para cada estado e se encontram em anexo.

Verificando as tabelas de gasto médio de Tabela (A.7) a Tabela (A.33) e as tabelas

de elasticidades de Tabela (A.34) a Tabela (A.60) é possível observar que as UFs que resultaram em subsídio para bebida alcoólica possuem maior participação nos gastos entre as famílias com renda mais baixa. Observando a tabela de elasticidades (de A.34 a A.60), é possível ver que a elasticidade preço própria da bebida alcoólica é negativa próxima de zero para todas as UFs que receberam alíquota negativa. A elasticidade preço cruzado da bebida alcoólica em relação aos outros bens também é negativa próxima de zero. Logo, bebida alcoólica é um bem inelástico e de baixa substitutibilidade, portanto uma variação no preço dos outros bens influenciam pouco na demanda de álcool.¹

¹É importante salientar que neste trabalho não está incluso programas de incentivo do governo para a redução do consumo de bens nocivos a saúde, somente o aspecto redistributivo da estrutura de alíquotas indiretas.

UMA PROPOSTA PARA ESTIMAR O GRAU DE AVERSÃO A DESIGUALDADE DO GOVERNO

4.1 Introdução

Atkinson (1970) propõe a construção de um índice de desigualdade baseado em uma medida de bem-estar social. Medida essa que quantifica o grau de aversão à desigualdade de uma população, representada por ε . Numa breve pesquisa sobre essa medida, até a finalização do presente trabalho, não foi encontrado nenhuma pesquisa que propõem uma equação para ε , apenas artigos que utilizam valores *ad hoc* para o parâmetro de aversão à desigualdade.

Em face dessa observação e do conhecimento do quão problemática é a desigualdade de renda no Brasil, são desenvolvidas as ideias desse capítulo. A proposta, presente no Capítulo 4, é a construção de uma equação para o parâmetro que mede o grau de aversão à desigualdade, baseada na metodologia de engenharia reversa. Especificamente, no Capítulo 3 são dados valores para o parâmetro de aversão à desigualdade e obtido as alíquotas ótimas, no Capítulo 4, dado a alíquota vigente no estado é estimado o valor de ε . As vantagens dessa metodologia, está no ineditismo e possibilidade de se obter diferentes valores de ε para cada estado, mediante a estrutura tributária do Brasil.

4.2 Índice de Atkinson

Atkinson (1970) estudou uma forma de calcular um coeficiente que medisse o grau de desigualdade de renda entre a população de um país. Seguindo a orientação de Dalton (1920), a construção dessa medida depende diretamente de qual função de bem-estar social é empregada. Nesse sentido, Atkinson propõe uma função de bem-estar utilitarista admitindo que os agentes são idênticos *ex ante*, a menos pela renda. O autor supõe ainda que a renda na economia é distribuída segundo uma função individual de densidade $f(y)$ com suporte em $[0, \bar{y}]$. Denotando por $U(y)$ a função de utilidade individual, a função proposta por Atkinson será,

$$W = \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy \quad (4.1)$$

Com a necessidade de comparar dois ou mais tipos de distribuições de renda de

acordo com (4.1), Atkinson mostra que não é possível tal ordenação, ao menos que se faça algumas suposições sobre a forma da função de utilidade. Especificamente, $U(Y)$ deva ser uma função aditiva.

Outro objetivo do trabalho do autor é quantificar o grau de desigualdade. Especificadamente, numa abordagem alternativa, Atkinson propôs uma medida de mudança no formato da distribuição da renda de maneira que tal medida seja invariante às transformações lineares em $U(y)$ apenas introduzindo o conceito de nível de renda equivalente numa distribuição igualitária (y_{EDI}). Em que esse nível de renda representa, segundo o autor, o mesmo valor da renda que cada pessoa deveria receber se, numa distribuição de renda igualitária, o nível de bem estar social fosse o mesmo valor correspondente à distribuição observada. Então,

$$U(y_{EDE}) \int_0^{\bar{y}} f(y)dy = \int_0^{\bar{y}} U(y)f(y)dy$$

Definindo uma nova medida de desigualdade

$$I = 1 - \frac{y_{EDE}}{\mu}, 0 \leq I \leq 1 \quad (4.2)$$

onde, μ é a renda média da distribuição;

$I = 0$ significa completa igualdade entre os agentes do grupo;

$I = 1$ significa desigualdade completa.

A partir dessa especificação de medida de desigualdade e aplicando os resultados de Pratt (1964), Arrow (1965) e outros, Atkinson chega na forma para a utilidade

$$\begin{aligned} U(y) &= A + B \frac{y^{1-\varepsilon}}{1-\varepsilon}, & \varepsilon \neq 1 \\ U(y) &= \log_e(y), & \varepsilon = 1 \end{aligned} \quad (4.3)$$

com $\varepsilon \geq 0$ para garantir a concavidade de U .

Como é argumentado em Atkinson (1970), as medidas usuais de desigualdade tais como, o coeficiente de Gini, Variância, Desvio Padrão logaritmizado, etc, são sensíveis às transformações para todo nível de renda. Entretanto, numa comparação da sensibilidade relativa dessas medidas entre diferentes níveis de renda, o autor mostra que essas podem não ser tão apropriadas. De fato, essas medidas podem conduzir a resultados contraditórios se a forma da função de bem-estar não for especificada apropriadamente. Assim a proposta de Atkinson é utilizar ε como uma medida local de mudança na distribuição especificada, por essa razão, ε pode ser interpretado como um coeficiente de aversão a

desigualdade.

Quanto maior o valor de ε , maior peso é atribuído à transferência de renda para os mais pobres e menor peso à transferência para os mais ricos. Quando $\varepsilon \rightarrow \infty$, W torna-se Rawlsiana ¹, ou seja, o bem-estar social é determinado pelo agente com menor nível de renda. Por outro lado, quando $\varepsilon = 0$, $U(y)$ torna-se constante e portanto W é independente da distribuição de renda.

Na seção seguinte será detalhado a proposta deste trabalho para a estimação do parâmetro de aversão a desigualdade obtido para cada estado do país de acordo com o sistema tributário em vigor no ano de 2009.

4.3 A proposta

Nessa seção será proposta uma fórmula para estimar e calcular o grau de aversão a desigualdade, tal como definido na seção anterior. A partir da proposta apresentada, são calculados os ε 's para cada uma das UFs analisadas no capítulo anterior. O procedimento se baseia numa estratégia de engenharia reversa, ou seja, são utilizadas as alíquotas de ICMS praticadas nas UFs e a partir destas, calcula-se as atitudes com relação a desigualdade de renda de cada estado.

A partir da equação (2.32) do Capítulo 2, tem-se que,

$$\Delta\omega(1 - \beta^{\mathbf{T}}\theta) = Z\bar{S}Z\theta$$

Implicando que

$$\Delta\omega = \frac{Z\bar{S}Z\theta}{(1 - \beta^{\mathbf{T}}\theta)}$$

Como $\Delta\omega = \omega(\bar{m}) - \omega(m_0)$, obtém-se

$$\omega(m_0) = \omega(\bar{m}) - \frac{Z\bar{S}Z\theta}{(1 - \beta^{\mathbf{T}}\theta)} \quad (4.4)$$

Suponha que \tilde{X} seja o valor estimado para o lado esquerdo de (4.4), neste caso tem-se

$$\omega(m_0) = \tilde{X}$$

Para uma mercadoria i

$$\omega_i(m_0) = \tilde{X}_i \quad (4.5)$$

¹Atkinson (1970) demonstra se U é homotética e f é discreta, então $W(y) = \text{Min}\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$

De acordo com a equação (2.14) do Capítulo 2, a equação de demanda definida para a renda socialmente representativa será,

$$q_i(m_0, z) = a_i(z) + \frac{b_i(z)}{b(z)} [m_0 - a(z)]$$

Sabe-se que $\omega_i = q_i(m, z)z_i/m_0$, logo multiplicando a equação acima por z_i/m_0 , obtém-se uma forma para ω_i , tal que:

$$\omega_i(m_0) = \frac{a_i(z)z_i}{m_0} + \frac{b_i(z)z_i}{b(z)} \left(1 - \frac{a(z)}{m_0}\right) \quad (4.6)$$

Combinando as equações (4.5) e (4.6) é possível obter uma expressão para \tilde{X}_i dada por

$$\frac{a_i(z)z_i}{m_0} + \frac{b_i(z)z_i}{b(z)} \left(1 - \frac{a(z)}{m_0}\right) = \tilde{X}_i$$

Resolvendo a equação acima com respeito a m_0 , chega-se a

$$m_0 = \frac{a_i(z)z_i b(z) - b_i(z)z_i a(z)}{\tilde{X}_i b(z) - b_i(z)z_i} \quad (4.7)$$

Recapitulando as equações (3.5) e (3.6) do capítulo anterior, tem-se

$$a(z) = \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \quad (4.8)$$

$$b(z) = \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j} \quad (4.9)$$

Seja $a_i(z)$ a derivada de $a(z)$ em relação ao i -ésimo bem, neste caso

$$a_i(z) = \tilde{\gamma}_i \quad (4.10)$$

Da mesma forma que a equação anterior, sendo $b_i(z) = \partial b(z)/\partial z_i$, tem-se,

$$b_i(z) = z_i^{-1} \tilde{\beta}_i \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j} \quad (4.11)$$

Substituindo (4.8), (4.9), (4.10) e (4.11) em (4.7) obtém-se,

$$m_0 = \frac{\tilde{\gamma}_i z_i \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j} - \left(\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right) \tilde{\beta}_i \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j}}{\tilde{X}_i \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j} - \tilde{\beta}_i \tilde{\beta}_0 \prod_{j=1}^N z_j^{\tilde{\beta}_j}}$$

Após algumas manipulações algébricas na equação acima, pode-se chegar a seguinte expressão para m_0 :

$$m_0 = \frac{\tilde{\gamma}_i z_i - \left(\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right) \tilde{\beta}_i}{\tilde{X}_i - \tilde{\beta}_i} \quad (4.12)$$

Tal como no capítulo 3, será suposto que a renda segue uma distribuição lognormal. Deste modo, substituindo a equação (4.8) na equação (3.2) do Capítulo 3, tem-se que

$$m_0 = \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j + \left[\bar{m} - \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right] \exp(-\tilde{\sigma}_2 \varepsilon) \quad (4.13)$$

Combinando (4.12) e (4.13), chega-se a:

$$\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j + \left[\bar{m} - \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right] \exp(-\tilde{\sigma}_2 \varepsilon) = \frac{\tilde{\gamma}_i z_i - \left(\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right) \tilde{\beta}_i}{\tilde{X}_i - \tilde{\beta}_i}$$

Resolvendo a equação anterior com relação a ε , obtêm-se a seguinte expressão:

$$\varepsilon = -\frac{1}{\tilde{\sigma}_2} \ln \left\{ \left[\frac{\tilde{\gamma}_i z_i - \left(\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right) \tilde{X}_i}{\tilde{X}_i - \tilde{\beta}_i} \right] \left[\bar{m} - \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right]^{-1} \right\} \quad (4.14)$$

Resta obter \tilde{X}_i explicitamente. Para tanto veja que

$$\begin{aligned} Z\bar{S}Z\theta &= -\frac{1}{\bar{m}} \begin{bmatrix} z_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & z_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & z_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{s}_{11} & \bar{s}_{12} & \cdots & \bar{s}_{1N} \\ \bar{s}_{21} & \bar{s}_{22} & \cdots & \bar{s}_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \bar{s}_{N1} & \bar{s}_{N2} & \cdots & \bar{s}_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & z_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & z_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \\ \vdots \\ \theta_N \end{bmatrix} \\ &= -\frac{1}{\bar{m}} \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^N z_j z_1 \bar{s}_{1j} \theta_j \\ \sum_{j=1}^N z_j z_2 \bar{s}_{2j} \theta_j \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^N z_j z_N \bar{s}_{Nj} \theta_j \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Logo,

$$\tilde{X}_i = w_i(\bar{m}) + \frac{\frac{1}{\bar{m}} \sum_{j=1}^N z_j z_i \bar{s}_{ij} \theta_j}{1 - \tilde{\beta}^T \theta} \quad (4.15)$$

Observe que devido as restrições na definição do ln e da condição que o parâmetro de aversão a desigualdade deve ser não negativo, será utilizado o valor absoluto no logaritmando da expressão (4.14). Semelhantemente, o estimador de ε , considerará apenas o valor não negativo. Dadas essas observações, o estimador proposto para ε é dado por:

$$\varepsilon_i = \left| -\frac{1}{\tilde{\sigma}_2} \ln \left\{ \left| \left[\frac{\tilde{\gamma}_i z_i - \left(\sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right) \tilde{X}_i}{\tilde{X}_i - \tilde{\beta}_i} \right] \left[\bar{m} - \sum_{j=1}^N \tilde{\gamma}_j z_j \right]^{-1} \right| \right\} \right| \quad (4.16)$$

Por fim, dado que o estimador em (4.13) não faz uso de toda informação disponível, pois utiliza a demanda de um único bem. Propõe-se a seguinte versão final para o estimador de ε

$$\hat{\varepsilon} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \quad (4.17)$$

Em que a equação acima é a média populacional dos ε_i , com $i = 1, \dots, N$ obtidos na equação (4.16), a forma mais simples para de calcular a média. Com a equação (4.17) é possível obter os níveis do grau de aversão à desigualdade que cada sistema tributário indireto sugere.

4.4 Resultados

Todos os dados utilizados na equação (4.16) para o cálculo do parâmetro de medida de aversão à desigualdade, são os mesmos utilizados no Capítulo 3 para o cálculo das alíquotas. Porém, as alíquotas de ICMS usadas, são as mesmas estabelecidas pelo governo em exercício no ano de 2009. Com o auxílio de qualquer *software* matemático é possível calcular esse parâmetro. Neste trabalho foi usado o OCTAVE.

Tabela 4.1: Grau de aversão a desigualdade por Estado (2009)

Região	UF	ε	ε_{medio}	desvio padrão
N	RO	0,81	0,61	0,163
	AC	0,66		
	AM	0,74		
	RR	0,60		
	PA	0,33		
	AP	0,47		
	TO	0,68		
NE	MA	0,26	0,64	0,3887
	PI	0,15		
	CE	0,66		
	RN	0,57		
	PB	0,37		
	PE	0,59		
	AL	1,25		
	SE	1,25		
BA	0,62			
SE	MG	1,89	0,63	0,8561
	ES	0,08		
	RJ	0,11		
	SP	0,43		
S	PR	0,60	0,36	0,2737
	SC	0,06		
	RS	0,43		
CO	MS	0,58	0,26	0,2475
	MT	0,12		
	GO	0,02		
	DF	0,33		

Fonte: Estimativa da autora

Como pode ser observado na tabela (4.1), a Região Norte, o estado com o maior grau de aversão à desigualdade foi Rondônia com $\varepsilon = 0.81$. Este resultado indica que a estrutura tributária que vigora em Rondônia possui uma maior tendência às considerações de equidade do que eficiência, dentre as outras UFs. Ou seja, o estado opta por estabelecer uma redistribuição de renda usando a cobrança de imposto indireto, visando a equidade.

Ainda olhando para a Região Norte, o estado do Pará obteve o menor valor para ε , com $\varepsilon = 0.33$. Assim sendo o governo de Pará visa mais eficiência do que equidade, em comparação com os outros estados do Norte.

Na região Nordeste, Alagoas e Sergipe possuem o maior valor para o parâmetro de aversão a desigualdade, com $\varepsilon = 1.25$, cada. A estrutura tributária desses estados dão um peso maior à equidade. O estado do Piauí apresenta o menor valor de ε da região Nordeste, com $\varepsilon = 0.15$. Isso significa que, em relação aos outros estados da região Nordeste, a estrutura tributária do Piauí atribui maior relevância às questões de eficiência em comparação à equidade. Portanto em se considerando apenas os efeitos da estrutura tributária sobre a distribuição de renda, pode-se inferir a princípio, que as tais estruturas tributárias são relativamente mais equitativas na região Nordeste.

Na região Sudeste, o estado de Minas Gerais possui o maior valor de ε entre todas as UFs do país, com $\varepsilon = 1.89$. Entretanto, o estado do Espírito Santo obteve o menor valor para o parâmetro de aversão à desigualdade, com $\varepsilon = 0.08$, seguido pelo Rio de Janeiro com $\varepsilon = 0.11$, um valor bem abaixo da média do país, com $\varepsilon = 0.54$. Esses dois estados, em comparação com os outros, possuem uma estrutura tributária voltada mais para a melhor eficiência na arrecadação do impostos em detrimento às considerações de equidade.

O valor do parâmetro de aversão a desigualdade para o estado do Paraná é $\varepsilon = 0.60$, apresentando o maior valor da região Sul, enquanto Santa Catarina obteve o valor $\varepsilon = 0.06$, para o parâmetro, o segundo menor valor para ε no país. Santa Catarina, em 2009, foi uma das UFs que apresentou a estrutura tributária indireta com maior peso para eficiência relativamente a equidade dentro da região.

O estado de Goiás, com o parâmetro $\varepsilon = 0.02$ possui o menor valor para o grau de aversão à desigualdade do país, portanto a estrutura de tributação indireta em vigor no ano de 2009 mostra que a arrecadação de impostos no Estado de Goiás atribui um peso maior para o critério de eficiência em relação ao de equidade, em comparação com as outras UFs no país.

Comparando as regiões no país é possível notar, a partir da tabela (4.1), que as regiões Norte, Nordeste e Sudeste apresentam o grau de aversão a desigualdade bem semelhante, variando de $\varepsilon_N = 0.61$ a $\varepsilon_{NE} = 0.64$. Toda via é fácil ver que o desvio padrão dos dados para o Sudeste é muito alto, indicando a grande diferença de valores de ε entre os estados. Portanto, nas regiões Norte e Nordeste podem ser consideradas regiões onde o sistema tributário vigente visa maior equidade em comparação ao resto das UFs do país.

Pode-se observar, na Figura (4.1), que a razão entre as rendas média e socialmente representativas tem uma relação positiva com ε . Seguindo o que foi demonstrado no Teo-

rema 1 do Capítulo 2, pode-se concluir que $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} (\bar{m}/m_0) = 1$ e $\lim_{\varepsilon \rightarrow \infty} (\bar{m}/m_0) = (\bar{m}/a(z)) \geq 1$, ou seja, conforme ε cresce, o valor da razão (\bar{m}/m_0) tende a crescer positivamente e com valores maiores que 1. Portanto, assim como é provado na teoria, as duas séries mostram a mesma relação. A correlação entre as séries, com $\text{corr}(\bar{m}/m_0, \varepsilon) = 0.71$, mostra como é alta essa correlação de positividade entre as variáveis (\bar{m}/m_0) e ε .

No Figura (4.2), usando as mesmas séries, com a exceção das UFs com os valores bem acima da média para ε , assim como os estados de MG, SE e AL. A relação das duas séries continuam sendo positivas, com uma alta correlação com um valor de 0.70.

Figure 4.1: ε e razão entre as rendas média e socialmente representativa

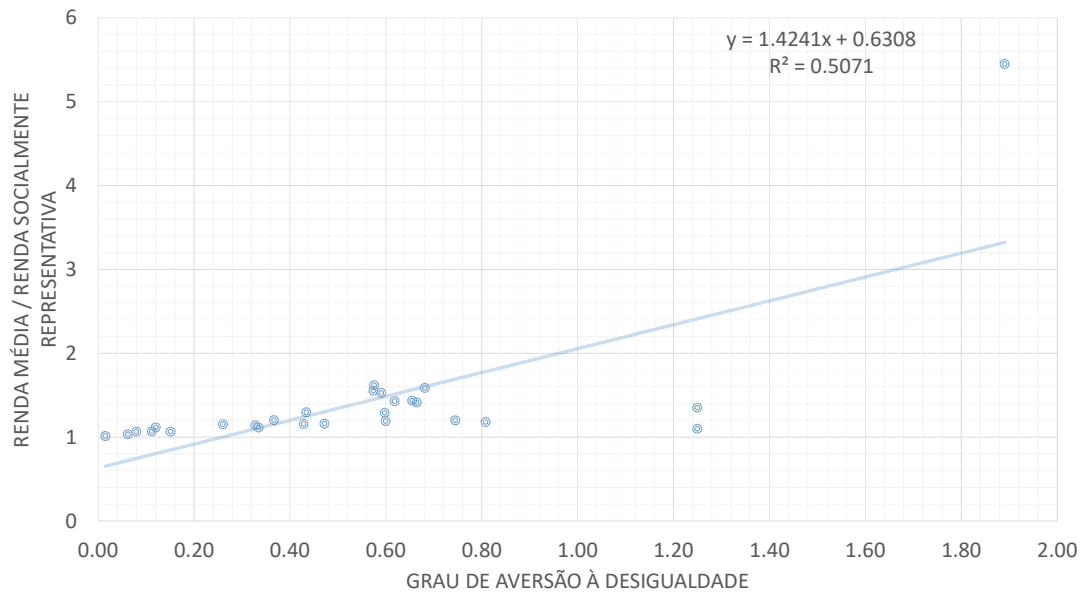
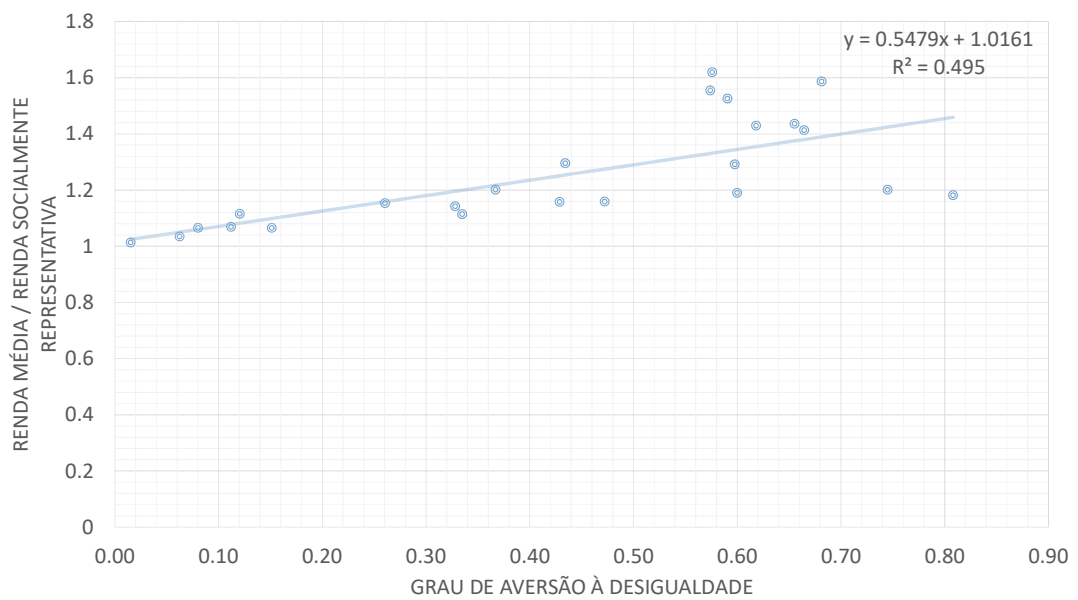


Figure 4.2: ε e razão entre as rendas média e socialmente representativa, sem os estados de MG, SE e AL



CONCLUSÃO

Esta tese teve como objetivos estudar o modelo de tributação ótima de Deaton (1977) sob vários aspectos. A princípio, buscou-se estabelecer condições para se obter uma forma fechada para a determinação do vetor de alíquotas ótimas de Deaton (1977). Utilizando esta fórmula, outro aspecto, foi estimar alíquotas indiretas ótimas para todas as UF do Brasil. Por fim, de posse das estimações do modelo de Deaton, o trabalho propõe, por meio de engenharia reversa, a estimação do parâmetro de aversão à desigualdade de Atkinson (1970).

No Capítulo 2 foram determinadas condições para se obter uma equação explícita de alíquotas indiretas ótimas, usando o modelo de Deaton (1977). O ponto de partida para essas especificações foi o teorema de Naito (2005), que estabelece premissas para a inversão da matriz de Slutsky, associada a um dado sistema de demandas. Deletando apenas uma determinada linha e a respectiva coluna da matriz de Slutsky, é possível obter uma submatriz invertível. Portanto, para se obter a solução explícita da equação de alíquota ótima proposta por de Deaton (1977), escolhe-se um bem a ser deletado da matriz de Slutsky, e atribui-se a esse bem alíquota zero. A equação explícita obtida para a alíquota ótima pode ser facilmente solucionada com o auxílio de qualquer software matemático que realiza cálculos matriciais ².

Dada a importante contribuição do trabalho de Deaton (1977) para a literatura, a obtenção de uma fórmula explícita para o vetor de alíquotas ótimas, pode facilitar a aplicação do modelo em outros trabalhos. Essa é, sem dúvida, uma vantagem desse artigo, pois mediante uma breve pesquisa bibliográfica, não foram encontrados trabalhos usando o modelo de tributação ótima de Deaton (1977).

No Capítulo 3 foram estimadas alíquotas indiretas ótimas para todas as UFs do Brasil, aplicando diretamente o modelo de Deaton (1977). A base de dados utilizada neste trabalho se baseia na quinta e mais recente pesquisa de orçamento familiar realizada pelo IBGE, a POF 2008/2009.

Originalmente, a estimação das alíquotas indiretas ótimas proposta por Deaton (1977) é obtida utilizando-se uma fórmula implícita. Neste presente trabalho, por outro lado, foi utilizado a equação proposta no Capítulo 2, que admite algumas condições necessárias para tornar a função de alíquota de Deaton, numa forma fechada. Vale lembrar que, como foi dito anteriormente, para a aplicação da fórmula, é necessário a escolha

²OCTAVE, MATLAB, MATHEMATIC, GAUSS, R, MAPLE

de um bem para ser isento de imposto. O bem escolhido foi alimento *in natura*.

Com relação a estimação dos parâmetros do sistema linear de demanda, excetuando-se a região Norte, houve um número considerável de parâmetros estatisticamente significantes na maioria das UFs do Brasil.

Os resultados seguiram, em parte, a literatura disponível sobre tributação indireta ótima, resultando num subsídio para bebida alcoólica, na maioria das UFs do Brasil. Numa análise para bebida alcoólica, os resultados sugerem que uma maior ponderação é dada a equidade vis-à-vis a eficiência. Isso decorre do fato que o bem em questão é inelástico, analisando a elasticidade-preço da demanda, e possui maior participação no orçamento das famílias de renda mais baixa. Embora a maioria dos trabalhos sobre tributação ótima estimem alíquotas negativas para os alimentos, os dois grupos de alimentos presentes nesse trabalho, tais como alimento industrializado e itens da cesta básica, não resultaram em subsídios, devido a escolha do bem alimento *in natura* como o bem que receberá alíquota zero.

Esse trabalho pode ser estendido em várias direções. A princípio, é importante salientar que o grau de seletividade das alíquotas pode eventualmente ser reduzido se introduzir no modelo um imposto sobre a renda. O acréscimo, no modelo, de dados demográficos para a estimação do sistema de demanda, tais como tamanho da família, idade dos seus membros, sexo do chefe de família, nível de escolaridade, etc. Ainda com relação ao sistema de demanda, pode-se usar a estimação em 2 estágios, como proposto por Shonkwiler e Yen (1999), afim de incorporar soluções de canto de consumo. Outra extensão interessante seria utilizar outros modelo para se estimar o sistema de demanda, como o AIDS (*Almost Ideal Demand System*)¹, QUAIDS (*Quadratic Almost and Ideal Demand System*)...

Por fim, no capítulo 4 propôs-se uma forma para calcular a medida do grau de aversão a desigualdade de Atkinson (1970) associada a estrutura tributária de cada UF. Para a obtenção da forma proposta, utiliza-se uma metodologia de engenharia reversa partindo da equação de alíquota indireta ótima proposta no Capítulo 2. A partir do método proposto é estimado o grau de aversão a desigualdade de renda de cada estado utilizando os dados de consumo das famílias brasileiras, resultados estes obtidos no Capítulo 3. Além disso, foram utilizados os dados das alíquotas de ICMS que vigoraram no ano de 2009 em cada UF.

A maioria dos trabalhos que utilizam essa medida de desigualdade, não utilizam qualquer forma para estimá-la, apenas atribuem valores *ad hoc*. Dito isto, o trabalho é inovador no sentido de obter em cada UF, o graus de aversão à desigualdade associado a

¹ver Deaton e Muellbauer (1980)

estrutura tributário ótima.

Analisando os resultados, nota-se que os estados de Minas Gerais, Alagoas e Sergipe apresentaram estimativas do parâmetro de aversão a desigualdade com valores mais altos em comparação aos outras UFs. Esse resultado sugere que as estruturas tributárias impostas pelos governos das UFs citadas anteriormente, visa mais a equidade, quando comparado as demais UFs. Por outro lado, os estados de Goiás, Santa Catarina e Espírito Santo, resultaram nos valores mais baixos para o parâmetro de aversão a desigualdade. Indicando qual a proposta do governo que, através do modelo da estrutura tributária indireta imposta pelas UFs, atribui um peso maior a eficiência em relação a equidade, numa comparação com os outras UFs.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHMAD, E.; STERN, N. The theory of reform and Indian indirect taxes. *Journal of Public economics*, v. 25, n. 3, p. 259–298, 1984.
- AITCHISON, J.; BROWN, J. A. C. *The lognormal distribution*. [S.l.]: CUP Archive, 1976. v. 5.
- ARROW, K. J. *Aspects of the theory of risk-bearing*. [S.l.]: Yrjö Jahussonin Saatio, 1965.
- ASANO, S.; BARBOSA, A. L. N.; FIUZA, E. P. Optimal Commodity Taxes for Brazil Based on AIDS Preferences. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 1, p. 5–21, 2004.
- ATKINSON, A. On the Measurement of Income Inequality. *Journal of Economic Theory*, v. 2, p. 244–263, 1970.
- ATKINSON, A.; STIGLITZ., J. E. Lectures on public economics. *New York: McGraw*, 1980.
- ATKINSON, A. B.; STIGLITZ, J. E. The design of tax structure: Direct versus indirect taxation. *Journal of Public Economics*, v. 6, n. 1-2, p. 55–75, 1976.
- BARBOSA, A. L. N. d. H.; SIQUEIRA, R. B. d. *Imposto ótimo sobre o consumo: resenha da teoria e uma aplicação ao caso brasileiro*. [S.l.]: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Ipea, 2001.
- BRASIL, R. F. D. *Relatório da carga tributária no Brasil-2009: análise por tributos e bases de incidência, 2010*. 2010.
- DALTON, H. The Measurement of the Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, v. 30, n. 119, p. 348, sep 1920.
- DEATON, A. Equity, Efficiency, and the Structure of Indirect Taxation. *Journal of Public Economics*, 1977.

- DEATON, A.; MUELLBAUER, J. An almost ideal demand system. *The American economic review*, JSTOR, v. 70, n. 3, p. 312–326, 1980.
- DEATON, A.; STERN, N. Optimally uniform commodity taxes, taste differences and lump-sum grants. *Economics Letters*, v. 20, n. 3, p. 263–266, 1986.
- DIAMOND, P. A.; MIRRLEES, J. A. Optimal Taxation and Public Production II: Tax Rules. *American Economic Review*, v. 61, n. 3, p. 261, 1971.
- ERIS, I.; ERIS, C.; KADOTA D. K., Z. N. R. A distribuição de renda e o sistema tributário no brasil. *Finanças Públicas*, p. 33–50, 1983.
- HARDY, G. H.; LITTLEWOOD, J. E.; POLYA, G. *Inequalities*. [S.l.: s.n.], 1934.
- HORN, R. A.; JOHNSON, C. R. *Matrix analysis*. Second edi. [S.l.]: Cambridge university press, 2012. 607 p.
- LASSERRE, J. B. A Trace Inequality for Matrix Product. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 40, n. 8, p. 1500–1501, 1995.
- MILLER, K. S. Miller 1981. *Mathematical Association of America*, v. 54, n. 2, p. 67–72, 1981.
- NAITO, H. *Note on the sub-Slutsky matrix and optimal commodity taxation analysis*. 2005.
- ORTEGA, J. M. *Matrix Theory: A second course*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2013.
- PINTOS-PAYERAS, J. A. Estimaco do sistema quase ideal de demanda para uma cesta ampliada de produtos empregando dados da pof de 2002-2003. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 13, n. 2, p. 231–255, 2009.
- PRATT, J. W. Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, v. 32, n. 1/2, p. 122, jan 1964.
- RAMSEY, F. P. A Contribution to the Theory of Taxation. *The Economic Journal*, v. 37, n. 145, p. 47, 1927.
- RAY, R. Sensitivity of optimal commodity tax rates to alternative demand functional forms: An econometric case study of India. *Journal of Public Economics*, v. 31, n. 2, p. 253–268, 1986.

- SHONKWILER, J. S.; YEN, S. T. Two-step estimation of a censored system of equations. *American Journal of Agricultural Economics*, Oxford University Press, v. 81, n. 4, p. 972–982, 1999.
- SIQUEIRA, R. B. Optimal indirect taxes for Brazil: combining equity and efficiency. *Revista Brasileira de Economia*, n. 52.1, p. 39–62, 1998.
- SIQUEIRA, R. B.; NOGUEIRA, J.; SOUZA, E. *Alíquotas efetivas e a distribuição da carga tributária indireta entre as famílias no brasil*. 2010.
- SIQUEIRA, R. B. d.; NOGUEIRA, J. R.; SOUZA, E. S. d. Os impostos sobre consumo no brasil são regressivos. *Economia aplicada*, FEA-USP SÃ£o Paulo, v. 4, n. 4, p. 705–722, 2000.
- SIQUEIRA, R. B. D. et al. O custo marginal social da tributação indireta no Brasil: identificando direções de reforma. *Economia Aplicada*, v. 16, n. 3, p. 365–380, 2012.
- STONE, R. Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*, v. 64, n. 255, p. 511, sep 1954.
- STURGES, H. A. The Choice of a Class Interval. *Journal of the American Statistical Association*, v. 21, n. 153, p. 65–66, 1926.
- VARSANO, R. et al. Uma análise da carga tributária do Brasil. *IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, v. 583, p. 71, 1998.
- VIANNA, S. W. et al. Carga Tributária Direta e Indireta sobre as Unidades Familiares no Brasil : Avaliação de sua Incidência nas Grandes Regiões Urbanas em 1996. *Texto para discussÃ£o IPEA*, v. 757, 2000.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. [S.l.]: MIT Press (MA, 2001).

Apêndice

Tabela A.1: Alíquotas de ICMS do governo em 2009

Região	UF	$\theta_{gov2009}$									
		c.básica	alim.	Ind.	h. pessoal	vest.	medicam.	p. limp.	b. alcool.	telecom.	
	RO	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.35	
	AC	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.17	
	AM	0.01	0	0.12	0.12	0.12	0.17	0.17	0.25	0.25	
N	RR	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	PA	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.3	0.3	
	AP	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	TO	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	MA	0.12	0	0.12	0.12	0.12	0.12	0.17	0.25	0.25	
	PI	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	CE	0.07	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	RN	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
NE	PB	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.28	
	PE	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.28	
	AL	0.07	0	0.12	0.12	0.12	0.12	0.17	0.25	0.25	
	SE	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.27	0.27	
	BA	0.07	0	0.07	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.17	
	MG	0.12	0	0.12	0.18	0.12	0.12	0.18	0.25	0.25	
SE	ES	0.12	0	0.17	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.17	
	RJ	0.07	0	0.18	0.18	0.18	0.18	0.19	0.37	0.25	
	SP	0.07	0	0.12	0.18	0.18	0.18	0.18	0.25	0.25	
	PR	0.12	0	0.12	0.18	0.12	0.12	0.18	0.29	0.25	
S	SC	0.07	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	RS	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	MS	0.12	0	0.12	0.12	0.12	0.12	0.17	0.25	0.27	
CO	MT	0.07	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.25	
	GO	0.12	0	0.12	0.17	0.17	0.17	0.17	0.25	0.27	
	DF	0.12	0	0.17	0.17	0.12	0.12	0.17	0.25	0.25	

Fonte:Secretaria da Fazenda de cada Unidade Federativa

Tabela A.2: Parâmetros γ e β estimados, para Região Norte

UF	RO		AC		AM		RR		PA		AP		TO	
	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob
γ_1	7.75	0.00	2.33	0.00	8.50	0.00	4.91	0.00	5.47	0.00	4.21	0.00	2.05	0.00
γ_2	3.09	0.00	0.94	0.00	2.18	0.00	1.31	0.00	2.30	0.00	2.79	0.00	-5.24	0.00
γ_3	12.52	0.00	2.75	0.00	7.14	0.00	4.73	0.00	7.18	0.00	6.22	0.00	7.33	0.00
γ_4	1.04	0.00	1.09	0.00	1.03	0.00	0.77	0.00	1.22	0.00	0.62	0.00	0.71	0.00
γ_5	0.64	0.00	0.89	0.00	0.56	0.00	0.56	0.00	0.76	0.00	0.71	0.00	0.62	0.00
γ_6	0.73	0.00	0.66	0.00	0.50	0.00	0.57	0.00	0.73	0.00	0.59	0.00	0.71	0.00
γ_7	1.55	0.00	-0.95	0.18	1.37	0.00	0.84	0.00	1.84	0.00	0.76	0.00	1.00	0.01
γ_8	0.38	0.01	-0.18	0.10	-0.20	0.08	-0.13	0.32	-0.36	0.00	0.07	0.66	-0.46	0.00
γ_9	0.03	0.14	-0.02	0.08	0.07	0.00	0.01	0.61	-0.01	0.19	-0.07	0.01	-0.10	0.00
β_1	0.20	0.00	0.19	0.00	0.35	0.00	0.23	0.00	0.28	0.00	0.29	0.00	0.35	0.00
β_2	0.07	0.00	0.08	0.00	0.06	0.00	0.12	0.00	0.10	0.00	0.07	0.00	0.26	0.00
β_3	0.16	0.00	0.37	0.00	0.36	0.00	0.29	0.00	0.30	0.00	0.28	0.00	0.04	0.00
β_4	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_5	0.01	0.00	0.00	0.16	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.75
β_6	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00
β_7	0.02	0.00	0.09	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.05	0.00
β_8	0.01	0.00	0.01	0.00	0.04	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.03	0.00
β_9	0.02	0.00	0.03	0.00	0.02	0.00	0.06	0.00	0.05	0.00	0.11	0.00	0.08	0.00

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.3: Parâmetros γ e β estimados, para Região Nordeste

UF	MA		PI		CE		RN		PB		PE		AL		SE		BA	
	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob
γ_1	3.28	0.00	1.71	0.02	3.56	0.00	1.27	0.00	7.10	0.00	4.08	0.00	7.20	0.00	6.73	0.00	4.52	0.00
γ_2	1.37	0.00	2.40	0.00	0.87	0.00	1.25	0.00	1.99	0.00	0.31	0.02	2.80	0.00	3.23	0.00	2.38	0.00
γ_3	3.76	0.00	6.35	0.00	4.10	0.00	6.14	0.00	7.04	0.00	2.16	0.00	7.95	0.00	6.12	0.00	4.90	0.00
γ_4	0.72	0.00	1.47	0.00	0.76	0.00	0.72	0.00	1.06	0.00	1.02	0.00	0.90	0.00	1.09	0.00	1.14	0.00
γ_5	0.51	0.00	0.85	0.00	0.59	0.00	0.59	0.00	0.39	0.00	0.76	0.00	0.52	0.00	0.61	0.00	0.72	0.00
γ_6	0.59	0.00	0.97	0.00	0.71	0.00	0.41	0.00	0.61	0.00	1.01	0.00	0.57	0.00	0.68	0.00	0.83	0.00
γ_7	0.74	0.00	4.13	0.00	1.39	0.00	0.73	0.00	1.38	0.00	0.80	0.00	1.21	0.00	1.13	0.00	-12.54	0.00
γ_8	-0.19	0.00	-0.15	0.05	-0.04	0.56	0.13	0.14	0.13	0.04	-0.26	0.00	0.30	0.00	-0.92	0.00	-1.18	0.00
γ_9	-0.07	0.00	-0.01	0.45	0.02	0.01	-0.11	0.00	0.05	0.00	-0.25	0.00	0.02	0.12	0.07	0.00	0.03	0.00
β_1	0.32	0.00	0.43	0.00	0.24	0.00	0.14	0.00	0.18	0.00	0.10	0.00	0.10	0.00	0.14	0.00	0.18	0.00
β_2	0.06	0.00	0.12	0.00	0.10	0.00	0.06	0.00	0.14	0.00	0.08	0.00	0.03	0.00	0.11	0.00	0.06	0.00
β_3	0.23	0.00	0.20	0.00	0.47	0.00	0.47	0.00	0.34	0.00	0.43	0.00	0.03	0.00	0.40	0.00	0.21	0.00
β_4	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
β_5	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.03	0.00	0.05	0.00	0.23
β_6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.88	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
β_7	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.33	0.00
β_8	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.07	0.00	0.04	0.00
β_9	0.08	0.00	0.04	0.00	0.03	0.00	0.03	0.00	0.03	0.00	0.07	0.00	0.01	0.00	0.04	0.00	0.03	0.00

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.4: Parâmetros γ e β estimados, para Centro Oeste

UF	MS		MT		GO		DT	
Parâmetro	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob
γ_1	2.47	0.00	2.87	0.00	5.13	0.00	8.07	0.00
γ_2	1.61	0.00	-2.27	0.00	-0.96	0.02	2.45	0.00
γ_3	4.59	0.00	4.96	0.00	5.90	0.00	8.08	0.00
γ_4	0.48	0.00	0.80	0.00	0.84	0.00	1.21	0.00
γ_5	0.55	0.00	0.45	0.00	0.53	0.00	0.42	0.00
γ_6	0.71	0.00	0.57	0.00	0.74	0.00	0.62	0.00
γ_7	-10.27	0.00	0.63	0.00	0.73	0.00	1.17	0.00
γ_8	-0.17	0.09	0.53	0.00	0.14	0.05	-0.18	0.44
γ_9	0.06	0.00	0.08	0.00	0.11	0.00	0.20	0.00
β_1	0.14	0.00	0.35	0.00	0.26	0.00	0.08	0.00
β_2	0.07	0.00	0.14	0.00	0.18	0.00	0.08	0.00
β_3	0.24	0.00	0.19	0.00	0.26	0.00	0.39	0.00
β_4	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_5	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00
β_6	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
β_7	0.22	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.03	0.00
β_8	0.02	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.05	0.00
β_9	0.04	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.04	0.00

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.5: Parâmetros γ e β estimados, para Região Sudeste

UF	MG		ES		RJ		SP	
	valor	prob	valor	prob	valor	prob	valor	prob
γ_1	5.45	0.00	1.25	0.00	3.80	0.00	1.24	0.00
γ_2	2.79	0.00	0.70	0.00	0.28	0.12	1.58	0.00
γ_3	-16.30	0.00	3.97	0.00	5.51	0.00	4.78	0.00
γ_4	0.86	0.00	0.67	0.00	0.87	0.00	0.66	0.00
γ_5	0.60	0.00	0.45	0.00	0.54	0.00	0.52	0.00
γ_6	0.91	0.00	0.71	0.00	0.89	0.00	0.54	0.00
γ_7	1.07	0.00	0.44	0.00	0.65	0.00	0.79	0.00
γ_8	0.34	0.00	-0.04	0.50	-0.22	0.06	0.19	0.01
γ_9	0.15	0.00	0.17	0.00	0.22	0.00	0.19	0.00
β_1	0.08	0.00	0.21	0.00	0.12	0.00	0.13	0.00
β_2	0.01	0.00	0.09	0.00	0.09	0.00	0.06	0.00
β_3	0.80	0.00	0.35	0.00	0.41	0.00	0.34	0.00
β_4	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_5	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_6	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_7	0.01	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00
β_8	0.00	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00
β_9	0.00	0.00	0.03	0.00	0.05	0.00	0.02	0.00

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.6: Parâmetros γ e β estimados, para Região Sul

UF	PR		SC		RS	
	valor	prob	valor	prob	valor	prob
γ_1	4.32	0.00	3.85	0.00	8.61	0.00
γ_2	2.81	0.00	3.26	0.00	4.29	0.00
γ_3	8.15	0.00	8.92	0.00	12.97	0.00
γ_4	0.93	0.00	1.16	0.00	1.35	0.00
γ_5	0.61	0.00	0.54	0.00	0.71	0.00
γ_6	0.92	0.00	0.78	0.00	1.04	0.00
γ_7	0.84	0.00	1.11	0.00	-1.82	0.00
γ_8	0.24	0.00	0.53	0.00	0.63	0.00
γ_9	0.10	0.00	0.18	0.00	0.15	0.00
β_1	0.20	0.00	0.15	0.00	0.11	0.00
β_2	0.07	0.00	0.07	0.00	0.09	0.00
β_3	0.36	0.00	0.43	0.00	0.30	0.00
β_4	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_5	0.02	0.00	0.03	0.00	0.00	0.17
β_6	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
β_7	0.02	0.00	0.02	0.00	0.08	0.00
β_8	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
β_9	0.04	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.7: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rondônia

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.20	0.20	0.22	0.22	0.15	0.10	0.04	0.31	0.08	0.02
alim. natural	0.06	0.07	0.07	0.04	0.08	0.08	0.03	0.08	0.06	0.02
alim. Indust.	0.24	0.24	0.32	0.30	0.49	0.35	0.16	0.32	0.53	0.78
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.03	0.04	0.01	0.03	0.02	0.01
vestuário	0.22	0.13	0.09	0.11	0.10	0.18	0.05	0.08	0.15	0.01
medicamento	0.12	0.07	0.08	0.05	0.06	0.07	0.01	0.03	0.08	0.02
prod. de limp.	0.02	0.02	0.03	0.02	0.04	0.04	0.01	0.03	0.06	0.01
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.12	0.25	0.17	0.23	0.05	0.13	0.69	0.13	0.00	0.13
n de famílias	607	163	59	25	13	8	5	3	1	2

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.8: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Acre

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.23	0.26	0.19	0.27	0.15	0.43	0.13	0.01	0.00	0.08
alim. natural	0.06	0.07	0.08	0.09	0.17	0.06	0.02	0.08	0.00	0.03
alim. Indust.	0.28	0.32	0.39	0.36	0.33	0.08	0.44	0.38	0.00	0.71
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.04	0.00	0.00	0.01
vestuário	0.23	0.17	0.13	0.10	0.14	0.13	0.11	0.38	0.00	0.03
medicamento	0.12	0.07	0.09	0.03	0.03	0.01	0.02	0.03	0.00	0.08
prod. de limp.	0.03	0.03	0.05	0.03	0.11	0.22	0.05	0.04	0.00	0.03
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.02	0.05	0.05	0.10	0.06	0.05	0.15	0.07	0.00	0.02
n de famílias	617	155	51	19	8	4	2	1	0	2

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.9: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Amazonas

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.31	0.27	0.28	0.26	0.21	0.39	0.46	0.04	0.30	0.25
alim. natural	0.06	0.06	0.06	0.08	0.07	0.10	0.13	0.03	0.09	0.02
alim. Indust.	0.36	0.32	0.34	0.44	0.32	0.48	0.36	0.76	0.60	0.29
hig. pessoal	0.02	0.01	0.02	0.02	0.01	0.02	0.00	0.03	0.00	0.01
vestuário	0.15	0.13	0.08	0.14	0.05	0.00	0.02	0.07	0.01	0.03
medicamento	0.05	0.03	0.03	0.03	0.02	0.01	0.03	0.02	0.00	0.01
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.01
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02
telecomun.	0.04	0.14	0.17	0.01	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.39
n de famílias	906	299	87	27	4	3	4	2	2	5

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.10: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Roraima

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.31	0.26	0.31	0.27	0.23	0.13	0.27	0.21	0.22	0.09
alim. natural	0.05	0.06	0.08	0.10	0.14	0.07	0.14	0.20	0.11	0.02
alim. Indust.	0.24	0.25	0.28	0.31	0.29	0.36	0.42	0.31	0.25	0.08
hig. pessoal	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	0.03	0.05	0.03	0.02	0.00
vestuário	0.23	0.19	0.15	0.18	0.10	0.13	0.05	0.16	0.17	0.11
medicamento	0.12	0.10	0.07	0.07	0.10	0.10	0.02	0.08	0.21	0.01
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.06	0.01	0.03	0.00
beb. alcoolica	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
telecomun.	0.01	0.10	0.06	0.04	0.10	0.14	0.00	0.00	0.00	0.68
n de famílias	326	167	79	32	15	9	2	3	3	6

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.11: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Pará

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.28	0.23	0.24	0.17	0.18	0.14	0.10	0.15	0.38	0.09
alim. natural	0.08	0.09	0.10	0.07	0.07	0.03	0.11	0.09	0.05	0.07
alim. Indust.	0.30	0.30	0.34	0.32	0.36	0.18	0.45	0.43	0.49	0.30
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.07	0.01	0.00
vestuário	0.17	0.13	0.11	0.12	0.09	0.09	0.17	0.18	0.04	0.05
medicamento	0.08	0.06	0.06	0.06	0.05	0.03	0.11	0.04	0.02	0.08
prod. de limp.	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02	0.04	0.04	0.01	0.01
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.00	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.02
telecomun.	0.06	0.15	0.09	0.21	0.21	0.47	0.00	0.00	0.00	0.37
n de famílias	1087	514	154	69	33	15	9	3	4	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.12: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Amapá

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.25	0.23	0.15	0.12	0.13	0.28	0.10	0.21	0.00	0.52
alim. natural	0.09	0.10	0.06	0.04	0.05	0.05	0.02	0.03	0.00	0.13
alim. Indust.	0.31	0.30	0.19	0.21	0.26	0.39	0.21	0.28	0.03	0.26
hig. pessoal	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.03
vestuário	0.21	0.20	0.17	0.23	0.19	0.17	0.21	0.10	0.97	0.04
medicamento	0.07	0.06	0.04	0.06	0.09	0.04	0.01	0.03	0.00	0.02
prod. de limp.	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01
beb. alcoolica	0.00	0.00	0.02	0.01	0.01	0.00	0.02	0.02	0.00	0.00
telecomun.	0.06	0.10	0.35	0.32	0.26	0.03	0.42	0.33	0.00	0.00
n de famílias	308	220	85	36	15	10	5	4	1	2

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.13: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Tocantins

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.27	0.30	0.27	0.22	0.23	0.22	0.42	0.69	0.22	0.19
alim. natural	0.07	0.07	0.07	0.07	0.08	0.10	0.09	0.26	0.06	0.30
alim. Indust.	0.22	0.22	0.28	0.23	0.22	0.19	0.30	0.02	0.28	0.22
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.00	0.05	0.01
vestuário	0.21	0.15	0.13	0.09	0.06	0.11	0.03	0.02	0.29	0.01
medicamento	0.12	0.09	0.06	0.05	0.03	0.03	0.06	0.01	0.00	0.04
prod. de limp.	0.03	0.03	0.04	0.03	0.04	0.03	0.05	0.00	0.10	0.03
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
telecomun.	0.06	0.11	0.13	0.28	0.32	0.30	0.01	0.00	0.00	0.19
n de famílias	658	358	120	65	28	21	6	2	1	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.14: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Maranhão

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.34	0.31	0.31	0.27	0.26	0.21	0.29	0.25	0.12	0.23
alim. natural	0.05	0.07	0.08	0.06	0.08	0.07	0.06	0.16	0.05	0.05
alim. Indust.	0.26	0.27	0.30	0.25	0.30	0.33	0.34	0.33	0.30	0.25
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.01	0.03	0.02	0.01
vestuário	0.18	0.15	0.13	0.11	0.14	0.19	0.10	0.11	0.09	0.14
medicamento	0.10	0.09	0.07	0.08	0.09	0.06	0.12	0.06	0.05	0.04
prod. de limp.	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03	0.03	0.02	0.07	0.02	0.03
beb. alcoolica	0.00	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.03	0.02
telecomun.	0.02	0.08	0.07	0.17	0.08	0.08	0.06	0.00	0.32	0.23
n de famílias	1357	710	258	111	53	24	9	4	6	12

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.15: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Piauí

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.26	0.26	0.22	0.34	0.38	0.08	0.12	0.41	0.27	0.58
alim. natural	0.08	0.10	0.11	0.13	0.08	0.06	0.13	0.16	0.15	0.04
alim. Indust.	0.28	0.29	0.29	0.28	0.33	0.14	0.61	0.33	0.31	0.31
hig. pessoal	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.01	0.02	0.02	0.00	0.01
vestuário	0.17	0.12	0.12	0.06	0.04	0.02	0.04	0.02	0.01	0.02
medicamento	0.10	0.08	0.05	0.05	0.04	0.03	0.06	0.02	0.00	0.02
prod. de limp.	0.04	0.04	0.05	0.03	0.07	0.02	0.01	0.03	0.13	0.02
beb. alcoolica	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.01	0.00
telecomun.	0.04	0.08	0.12	0.08	0.04	0.62	0.00	0.00	0.11	0.00
n de famílias	1654	290	71	19	7	4	3	2	1	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.16: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Ceará

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.25	0.25	0.21	0.27	0.22	0.13	0.11	0.17	0.26	0.15
alim. natural	0.07	0.08	0.06	0.08	0.08	0.07	0.05	0.07	0.04	0.05
alim. Indust.	0.33	0.36	0.30	0.36	0.36	0.41	0.68	0.49	0.56	0.62
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.04	0.02	0.02	0.02
vestuário	0.16	0.11	0.07	0.07	0.08	0.04	0.06	0.08	0.01	0.07
medicamento	0.09	0.07	0.05	0.06	0.05	0.02	0.01	0.02	0.10	0.07
prod. de limp.	0.02	0.03	0.03	0.03	0.03	0.06	0.05	0.02	0.01	0.02
beb. alcoólica	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00
telecomun.	0.06	0.07	0.25	0.10	0.15	0.23	0.00	0.13	0.00	0.00
n de famílias	1195	433	120	54	32	11	4	5	1	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.17: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Rio Grande do Norte

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.18	0.15	0.14	0.09	0.18	0.06	0.07	0.07	0.04	0.05
alim. natural	0.07	0.08	0.08	0.06	0.07	0.06	0.03	0.04	0.03	0.06
alim. Indust.	0.35	0.45	0.53	0.58	0.60	0.43	0.67	0.76	0.84	0.53
hig. pessoal	0.02	0.02	0.01	0.02	0.03	0.02	0.02	0.04	0.01	0.00
vestuário	0.15	0.08	0.10	0.05	0.02	0.06	0.06	0.03	0.03	0.01
medicamento	0.08	0.06	0.05	0.03	0.03	0.03	0.14	0.02	0.03	0.28
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.04	0.02	0.02	0.03	0.03	0.01
beb. alcoólica	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.12	0.13	0.06	0.16	0.03	0.32	0.00	0.00	0.00	0.05
n de famílias	997	222	58	29	9	8	1	1	1	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.18: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Paraíba

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.21	0.19	0.19	0.15	0.15	0.07	0.38	0.00	0.03	0.09
alim. natural	0.08	0.09	0.10	0.09	0.11	0.14	0.24	0.00	0.93	0.07
alim. Indust.	0.28	0.34	0.40	0.42	0.39	0.50	0.34	0.00	0.01	0.64
hig. pessoal	0.02	0.02	0.03	0.03	0.02	0.01	0.02	0.00	0.00	0.03
vestuário	0.16	0.12	0.09	0.06	0.19	0.09	0.01	0.00	0.01	0.10
medicamento	0.11	0.09	0.09	0.07	0.10	0.14	0.00	0.00	0.01	0.04
prod. de limp.	0.02	0.03	0.04	0.02	0.04	0.05	0.01	0.00	0.00	0.02
beb. alcoólica	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.13	0.11	0.05	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
n de famílias	1296	216	66	20	7	3	3	0	1	2

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.19: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Pernambuco

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.19	0.13	0.11	0.08	0.06	0.08	0.03	0.03	0.08	0.05
alim. natural	0.09	0.08	0.06	0.07	0.06	0.08	0.02	0.03	0.14	0.04
alim. Indust.	0.34	0.42	0.54	0.60	0.75	0.60	0.94	0.89	0.72	0.27
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
vestuário	0.16	0.12	0.11	0.08	0.05	0.09	0.01	0.01	0.00	0.62
medicamento	0.09	0.07	0.06	0.05	0.01	0.11	0.00	0.02	0.03	0.01
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.09	0.13	0.08	0.06	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
n de famílias	2032	240	50	17	3	7	1	1	1	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.20: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Alagoas

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.21	0.19	0.16	0.15	0.18	0.11	0.09	0.04	0.13	0.09
alim. natural	0.06	0.06	0.06	0.07	0.06	0.06	0.10	0.03	0.09	0.07
alim. Indust.	0.27	0.29	0.34	0.41	0.42	0.39	0.27	0.26	0.54	0.70
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.01	0.03	0.02	0.01	0.01	0.03	0.02
vestuário	0.18	0.15	0.13	0.09	0.13	0.15	0.15	0.07	0.07	0.06
medicamento	0.12	0.09	0.08	0.09	0.12	0.06	0.02	0.03	0.08	0.01
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.01	0.01	0.06	0.06	0.05
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00
telecomun.	0.12	0.17	0.18	0.14	0.05	0.18	0.34	0.49	0.00	0.00
n de famílias	2041	422	116	43	16	13	5	3	2	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.21: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Sergipe

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.22	0.17	0.15	0.10	0.11	0.14	0.01	0.01	0.05	0.07
alim. natural	0.09	0.10	0.09	0.07	0.10	0.13	0.00	0.01	0.05	0.07
alim. Indust.	0.27	0.34	0.39	0.37	0.36	0.45	0.02	0.15	0.18	0.34
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02	0.00	0.00	0.02	0.00
vestuário	0.17	0.15	0.11	0.12	0.06	0.08	0.00	0.01	0.04	0.01
medicamento	0.11	0.08	0.07	0.04	0.07	0.15	0.00	0.02	0.05	0.00
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.03	0.00	0.02	0.03	0.00
beb. alcoolica	0.00	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.04	0.02	0.03	0.01
telecomun.	0.10	0.12	0.13	0.22	0.24	0.00	0.94	0.76	0.54	0.50
n de famílias	1160	322	99	37	16	4	1	3	5	1

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.22: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado da Bahia

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.24	0.22	0.19	0.17	0.13	0.03	0.07	0.00	0.09	0.07
alim. natural	0.08	0.08	0.11	0.06	0.08	0.02	0.02	0.00	0.01	0.02
alim. Indust.	0.25	0.29	0.31	0.34	0.41	0.12	0.11	0.00	0.55	0.30
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
vestuário	0.15	0.10	0.10	0.07	0.06	0.01	0.07	0.00	0.31	0.02
medicamento	0.10	0.08	0.08	0.05	0.02	0.01	0.01	0.00	0.05	0.01
prod. de limp.	0.04	0.07	0.09	0.19	0.06	0.01	0.05	0.00	0.00	0.13
beb. alcoólica	0.00	0.01	0.01	0.00	0.01	0.03	0.01	0.00	0.00	0.02
telecomun.	0.12	0.14	0.09	0.10	0.20	0.77	0.66	0.00	0.00	0.42
nº de famílias	2503	392	88	27	11	8	4	0	1	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.23: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Mato Grosso do Sul

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.18	0.17	0.16	0.11	0.16	0.15	0.16	0.14	0.06	0.15
alim. natural	0.06	0.07	0.08	0.05	0.08	0.08	0.06	0.18	0.13	0.04
alim. Indust.	0.21	0.23	0.31	0.24	0.33	0.37	0.38	0.36	0.18	0.28
hig. pessoal	0.01	0.02	0.03	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02
vestuário	0.21	0.11	0.09	0.08	0.06	0.07	0.04	0.09	0.03	0.01
medicamento	0.14	0.07	0.08	0.05	0.06	0.06	0.18	0.04	0.02	0.01
prod. de limp.	0.02	0.02	0.03	0.04	0.04	0.04	0.06	0.04	0.02	0.04
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.03	0.00	0.01	0.01	0.03
telecomun.	0.16	0.30	0.20	0.39	0.25	0.17	0.08	0.13	0.53	0.42
nº de famílias	1523	435	134	56	32	12	6	4	2	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.24: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Mato Grosso

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.19	0.23	0.15	0.15	0.27	0.10	0.26	0.25	0.07	0.63
alim. natural	0.05	0.08	0.05	0.05	0.07	0.35	0.28	0.27	0.03	0.09
alim. Indust.	0.18	0.23	0.22	0.24	0.35	0.12	0.37	0.35	0.61	0.27
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	0.00	0.00
vestuário	0.16	0.08	0.06	0.10	0.04	0.06	0.01	0.05	0.01	0.00
medicamento	0.11	0.07	0.02	0.07	0.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
prod. de limp.	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.05	0.05	0.00	0.00
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00
telecomun.	0.27	0.26	0.45	0.35	0.17	0.33	0.00	0.00	0.26	0.00
nº de famílias	2078	189	56	20	6	2	1	1	1	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.25: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado do Goiás

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.23	0.23	0.25	0.18	0.23	0.19	0.10	0.96	0.13	0.20
alim. natural	0.05	0.06	0.05	0.05	0.07	0.09	0.07	0.00	0.09	0.46
alim. Indust.	0.21	0.25	0.25	0.28	0.39	0.39	0.23	0.02	0.26	0.23
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.01	0.00	0.02	0.01
vestuário	0.18	0.11	0.09	0.07	0.11	0.09	0.05	0.01	0.01	0.01
medicamento	0.15	0.10	0.06	0.08	0.07	0.05	0.04	0.00	0.00	0.03
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.01	0.00	0.03	0.02
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.05	0.00
telecomun.	0.13	0.19	0.25	0.28	0.07	0.12	0.47	0.00	0.41	0.04
nº de famílias	1986	454	122	43	28	13	7	1	3	5

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.26: Despesa média familiar relativa por classe e bem no Distrito Federal

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.18	0.17	0.18	0.16	0.10	0.12	0.06	0.11	0.05	0.02
alim. natural	0.05	0.06	0.06	0.08	0.09	0.08	0.09	0.05	0.10	0.04
alim. Indust.	0.25	0.21	0.27	0.26	0.31	0.28	0.31	0.14	0.52	0.25
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.03	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.00
vestuário	0.24	0.14	0.10	0.05	0.13	0.10	0.13	0.13	0.08	0.02
medicamento	0.14	0.10	0.09	0.04	0.04	0.06	0.09	0.08	0.05	0.02
prod. de limp.	0.02	0.01	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02	0.04	0.06	0.01
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.04	0.03	0.01	0.04
telecomun.	0.10	0.28	0.23	0.33	0.29	0.29	0.23	0.41	0.11	0.61
nº de famílias	623	203	74	29	13	14	6	3	4	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.27: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Minas Gerais

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.18	0.18	0.17	0.17	0.08	0.02	0.14	0.46	0.37	0.05
alim. natural	0.06	0.07	0.07	0.05	0.06	0.09	0.06	0.04	0.06	0.00
alim. Indust.	0.26	0.28	0.29	0.32	0.22	0.39	0.44	0.29	0.49	0.88
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02	0.05	0.00
vestuário	0.17	0.11	0.11	0.12	0.08	0.10	0.20	0.14	0.00	0.01
medicamento	0.13	0.07	0.07	0.08	0.03	0.04	0.03	0.01	0.00	0.01
prod. de limp.	0.02	0.03	0.04	0.04	0.02	0.05	0.04	0.04	0.03	0.00
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
telecomun.	0.17	0.23	0.23	0.18	0.49	0.28	0.07	0.00	0.00	0.04
nº de famílias	4173	618	117	33	19	6	2	2	1	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.28: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Espírito Santo

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.18	0.18	0.13	0.12	0.12	0.21	0.05	0.04	0.03	0.04
alim. natural	0.05	0.07	0.05	0.05	0.05	0.14	0.02	0.06	0.04	0.01
alim. Indust.	0.24	0.29	0.29	0.25	0.52	0.49	0.22	0.51	0.37	0.85
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.01	0.04	0.06	0.02	0.02	0.02	0.01
vestuário	0.22	0.11	0.07	0.11	0.04	0.02	0.09	0.20	0.04	0.00
medicamento	0.17	0.10	0.05	0.08	0.10	0.02	0.04	0.13	0.04	0.09
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03	0.05	0.01	0.03	0.02	0.01
beb. alcoolica	0.00	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.04	0.00
telecomun.	0.09	0.20	0.36	0.36	0.11	0.00	0.54	0.00	0.41	0.00
nº de famílias	2838	393	102	34	15	3	2	3	1	1

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.29: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rio de Janeiro

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.19	0.16	0.12	0.09	0.05	0.07	0.07	0.17	0.00	0.02
alim. natural	0.05	0.06	0.06	0.09	0.11	0.03	0.16	0.09	0.18	0.07
alim. Indust.	0.26	0.31	0.34	0.38	0.30	0.68	0.57	0.41	0.63	0.12
hig. pessoal	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00
vestuário	0.14	0.10	0.08	0.12	0.06	0.08	0.15	0.09	0.17	0.01
medicamento	0.13	0.09	0.09	0.09	0.08	0.06	0.02	0.10	0.02	0.01
prod. de limp.	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.06	0.02	0.06	0.00	0.00
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02
telecomun.	0.18	0.23	0.28	0.20	0.34	0.00	0.00	0.06	0.00	0.75
nº de famílias	1517	278	83	28	9	2	2	2	1	2

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.30: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de São Paulo

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.15	0.15	0.11	0.13	0.10	0.16	0.04	0.01		
alim. natural	0.05	0.06	0.06	0.05	0.06	0.07	0.03	0.01		
alim. Indust.	0.25	0.32	0.39	0.45	0.48	0.46	0.36	0.16		
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.03	0.03	0.01	0.00		
vestuário	0.15	0.09	0.06	0.06	0.08	0.03	0.05	0.03		
medicamento	0.12	0.07	0.07	0.07	0.04	0.07	0.04	0.71		
prod. de limp.	0.02	0.02	0.03	0.03	0.03	0.01	0.04	0.00		
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00		
telecomun.	0.24	0.26	0.24	0.19	0.17	0.16	0.41	0.07		
nº de famílias	3008	452	100	29	7	5	2	2		

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.31: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Paraná

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.15	0.15	0.15	0.13	0.12	0.23	0.14	0.00	0.04	0.03
alim. natural	0.05	0.07	0.06	0.07	0.06	0.03	0.05	0.00	0.00	0.06
alim. Indust.	0.25	0.32	0.36	0.33	0.36	0.43	0.55	0.00	0.27	0.23
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02	0.00	0.00	0.01
vestuário	0.18	0.13	0.08	0.06	0.07	0.12	0.05	0.65	0.09	0.05
medicamento	0.14	0.09	0.06	0.05	0.06	0.02	0.02	0.35	0.01	0.60
prod. de limp.	0.01	0.02	0.03	0.02	0.02	0.03	0.04	0.00	0.02	0.01
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00
telecomun.	0.19	0.19	0.25	0.30	0.27	0.11	0.13	0.00	0.55	0.00
nº de famílias	1742	479	157	49	21	5	4	1	1	3

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.32: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Santa Catarina

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.12	0.12	0.10	0.15	0.13	0.09	0.12	0.09	0.00	0.02
alim. natural	0.06	0.06	0.07	0.07	0.06	0.06	0.04	0.05	0.00	0.04
alim. Indust.	0.25	0.32	0.33	0.37	0.41	0.44	0.52	0.50	0.00	0.32
hig. pessoal	0.01	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01	0.00	0.00
vestuário	0.20	0.13	0.10	0.08	0.06	0.11	0.11	0.12	0.00	0.15
medicamento	0.12	0.07	0.06	0.06	0.04	0.03	0.01	0.06	0.00	0.06
prod. de limp.	0.01	0.02	0.02	0.03	0.02	0.04	0.03	0.03	0.00	0.03
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01
telecomun.	0.22	0.25	0.29	0.21	0.24	0.21	0.14	0.13	0.00	0.37
nº de famílias	1229	461	172	72	41	19	8	6	1	5

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.33: Despesa média familiar relativa por classe e bem no estado de Rio Grande do Sul

Tipo de Despesa	Grupos de Famílias									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
cesta básica	0.15	0.13	0.13	0.10	0.12	0.07	0.05	0.13	0.02	0.04
alim. natural	0.06	0.06	0.06	0.05	0.07	0.06	0.05	0.09	0.05	0.46
alim. Indust.	0.30	0.31	0.35	0.30	0.39	0.55	0.46	0.48	0.17	0.20
hig. pessoal	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02	0.00	0.01
vestuário	0.17	0.11	0.10	0.08	0.12	0.10	0.08	0.03	0.24	0.03
medicamento	0.11	0.08	0.08	0.05	0.10	0.05	0.06	0.05	0.51	0.12
prod. de limp.	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.04	0.01	0.14
beb. alcoolica	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00
telecomun.	0.17	0.27	0.24	0.37	0.15	0.12	0.26	0.15	0.00	0.00
nº de famílias	1290	574	200	69	30	17	8	5	2	4

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.34: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rondônia

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.401	-0.060	-0.295	-0.014	-0.147	-0.082	-0.020	-0.005	-0.009	
alim. nat.	-0.126	-0.273	-0.255	-0.012	-0.127	-0.071	-0.018	-0.005	-0.008	
alim. Ind.	-0.070	-0.029	-0.263	-0.007	-0.070	-0.039	-0.010	-0.003	-0.004	
hig. pes.	-0.078	-0.032	-0.157	-0.143	-0.078	-0.044	-0.011	-0.003	-0.005	
vest.	-0.014	-0.006	-0.027	-0.001	-0.037	-0.008	-0.002	-0.001	-0.001	
medicam.	-0.008	-0.003	-0.016	-0.001	-0.008	-0.018	-0.001	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.123	-0.051	-0.248	-0.012	-0.124	-0.070	-0.232	-0.005	-0.008	
b. alcool.	-0.230	-0.095	-0.464	-0.022	-0.231	-0.130	-0.032	-0.410	-0.014	
telecom.	-0.222	-0.092	-0.447	-0.021	-0.223	-0.125	-0.031	-0.008	-0.402	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.35: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Acre

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.771	-0.023	-0.071	-0.012	-0.186	-0.062	0.013	0.004	0.009	
alim. nat.	-0.053	-0.726	-0.069	-0.012	-0.183	-0.061	0.013	0.004	0.008	
alim. Ind.	-0.060	-0.025	-0.865	-0.013	-0.205	-0.069	0.014	0.004	0.009	
hig. pes.	-0.023	-0.010	-0.030	-0.315	-0.080	-0.027	0.006	0.002	0.004	
vest.	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.016	-0.001	0.000	0.000	0.000	
medicam.	-0.007	-0.003	-0.010	-0.002	-0.025	-0.106	0.002	0.001	0.001	
prod. limp.	-0.094	-0.040	-0.123	-0.021	-0.325	-0.109	-1.225	0.007	0.015	
b. alcool.	-0.117	-0.049	-0.152	-0.026	-0.402	-0.134	0.028	-1.537	0.019	
telecom.	-0.138	-0.058	-0.180	-0.030	-0.475	-0.159	0.033	0.010	-1.804	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.36: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Amazonas

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.615	-0.049	-0.200	-0.013	-0.112	-0.033	-0.018	0.005	-0.027	
alim. nat.	-0.164	-0.359	-0.158	-0.010	-0.088	-0.026	-0.014	0.004	-0.021	
alim. Ind.	-0.218	-0.052	-0.635	-0.014	-0.117	-0.034	-0.019	0.005	-0.028	
hig. pes.	-0.070	-0.016	-0.067	-0.140	-0.038	-0.011	-0.006	0.002	-0.009	
vest.	-0.014	-0.003	-0.014	-0.001	-0.036	-0.002	-0.001	0.000	-0.002	
medicam.	-0.019	-0.005	-0.018	-0.001	-0.010	-0.040	-0.002	0.000	-0.002	
prod. limp.	-0.079	-0.019	-0.076	-0.005	-0.042	-0.012	-0.161	0.002	-0.010	
b. alcool.	-0.766	-0.180	-0.734	-0.049	-0.411	-0.120	-0.067	-1.473	-0.097	
telecom.	-0.111	-0.026	-0.106	-0.007	-0.059	-0.017	-0.010	0.003	-0.230	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.37: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Roraima

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.535	-0.038	-0.197	-0.012	-0.178	-0.087	-0.014	0.003	-0.006	
alim. nat.	-0.198	-0.610	-0.279	-0.017	-0.251	-0.122	-0.019	0.005	-0.008	
alim. Ind.	-0.131	-0.035	-0.550	-0.012	-0.165	-0.081	-0.013	0.003	-0.005	
hig. pes.	-0.090	-0.024	-0.127	-0.261	-0.114	-0.056	-0.009	0.002	-0.004	
vest.	-0.009	-0.003	-0.013	-0.001	-0.038	-0.006	-0.001	0.000	0.000	
medicam.	-0.014	-0.004	-0.020	-0.001	-0.018	-0.049	-0.001	0.000	-0.001	
prod. limp.	-0.108	-0.029	-0.152	-0.010	-0.137	-0.067	-0.314	0.003	-0.004	
b. alcool.	-0.572	-0.154	-0.803	-0.050	-0.724	-0.352	-0.056	-1.590	-0.023	
telecom.	-0.287	-0.077	-0.403	-0.025	-0.363	-0.176	-0.028	0.007	-0.815	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.38: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Pará

Bem	Elasticidade Preço								
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.
c. básica	-0.123	-0.558	-0.558	-0.558	-0.558	-0.558	-0.558	-0.558	-0.558
alim. nat.	-0.503	-0.050	-0.503	-0.503	-0.503	-0.503	-0.503	-0.503	-0.503
alim. Ind.	-0.434	-0.434	-0.172	-0.434	-0.434	-0.434	-0.434	-0.434	-0.434
hig. pes.	-0.241	-0.241	-0.241	-0.007	-0.241	-0.241	-0.241	-0.241	-0.241
vest.	-0.021	-0.021	-0.021	-0.021	-0.006	-0.021	-0.021	-0.021	-0.021
medicam.	-0.019	-0.019	-0.019	-0.019	-0.019	-0.002	-0.019	-0.019	-0.019
prod. limp.	-0.225	-0.225	-0.225	-0.225	-0.225	-0.225	-0.009	-0.225	-0.225
b. alcool.	-2.386	-2.386	-2.386	-2.386	-2.386	-2.386	-2.386	0.033	-2.386
telecom.	-1.290	-1.290	-1.290	-1.290	-1.290	-1.290	-1.290	-1.290	0.014

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.39: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Amapá

Bem	Elasticidade Preço								
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.
c. básica	-0.673	-0.076	-0.230	-0.008	-0.270	-0.080	-0.012	-0.002	0.039
alim. nat.	-0.082	-0.380	-0.142	-0.005	-0.167	-0.050	-0.007	-0.001	0.024
alim. Ind.	-0.099	-0.056	-0.569	-0.006	-0.200	-0.059	-0.009	-0.001	0.029
hig. pes.	-0.066	-0.037	-0.113	-0.270	-0.133	-0.040	-0.006	-0.001	0.019
vest.	-0.004	-0.002	-0.008	0.000	-0.027	-0.003	0.000	0.000	0.001
medicam.	-0.004	-0.002	-0.007	0.000	-0.008	-0.018	0.000	0.000	0.001
prod. limp.	-0.065	-0.037	-0.112	-0.004	-0.131	-0.039	-0.269	-0.001	0.019
b. alcool.	-0.218	-0.123	-0.376	-0.013	-0.441	-0.131	-0.020	-0.885	0.063
telecom.	-0.663	-0.376	-1.145	-0.040	-1.343	-0.400	-0.060	-0.008	-2.496

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.40: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Tocantins

Bem	Elasticidade Preço								
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool. telecom.	
c. básica	-0.906	0.121	-0.201	-0.011	-0.162	-0.092	-0.015	0.011	0.045
alim. nat.	-0.134	-1.910	-0.523	-0.029	-0.422	-0.240	-0.039	0.029	0.116
alim. Ind.	-0.008	0.020	-0.172	-0.002	-0.026	-0.015	-0.002	0.002	0.007
hig. pes.	-0.029	0.069	-0.115	-0.494	-0.093	-0.053	-0.009	0.006	0.025
vest.	0.000	0.000	0.001	0.000	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000
medicam.	-0.001	0.001	-0.002	0.000	-0.002	-0.010	0.000	0.000	0.000
prod. limp.	-0.044	0.103	-0.171	-0.009	-0.138	-0.079	-0.741	0.009	0.038
b. alcool.	-0.111	0.260	-0.433	-0.024	-0.349	-0.199	-0.032	-1.816	0.096
telecom.	-0.158	0.369	-0.614	-0.034	-0.496	-0.282	-0.045	0.034	-2.474

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.41: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Maranhão

Bem	Elasticidade Preço								
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool. telecom.	
c. básica	-0.787	-0.039	-0.164	-0.012	-0.154	-0.083	-0.012	0.006	0.035
alim. nat.	-0.074	-0.537	-0.121	-0.009	-0.114	-0.061	-0.009	0.004	0.026
alim. Ind.	-0.073	-0.028	-0.613	-0.009	-0.111	-0.060	-0.009	0.004	0.025
hig. pes.	-0.039	-0.015	-0.064	-0.271	-0.060	-0.032	-0.005	0.002	0.014
vest.	-0.003	-0.001	-0.004	0.000	-0.023	-0.002	0.000	0.000	0.001
medicam.	-0.004	-0.002	-0.007	-0.001	-0.007	-0.034	-0.001	0.000	0.002
prod. limp.	-0.083	-0.032	-0.136	-0.010	-0.127	-0.068	-0.577	0.005	0.029
b. alcool.	-0.263	-0.103	-0.429	-0.032	-0.403	-0.216	-0.031	-1.778	0.091
telecom.	-0.450	-0.175	-0.734	-0.055	-0.688	-0.369	-0.053	0.027	-2.911

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.42: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Piauí

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.915	-0.081	-0.344	-0.029	-0.232	-0.133	-0.077	0.006	0.006	0.006
alim. nat.	-0.041	-0.612	-0.225	-0.019	-0.152	-0.087	-0.050	0.004	0.004	0.004
alim. Ind.	-0.025	-0.032	-0.472	-0.011	-0.091	-0.053	-0.030	0.002	0.002	0.002
hig. pes.	-0.008	-0.010	-0.043	-0.111	-0.029	-0.017	-0.010	0.001	0.001	0.001
vest.	0.001	0.001	0.003	0.000	0.010	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000
medicam.	-0.001	-0.001	-0.005	0.000	-0.003	-0.014	-0.001	0.000	0.000	0.000
prod. limp.	-0.016	-0.020	-0.085	-0.007	-0.058	-0.033	-0.231	0.001	0.001	0.001
b. alcool.	-0.126	-0.162	-0.685	-0.058	-0.462	-0.266	-0.153	-1.688	-1.688	0.012
telecom.	-0.091	-0.118	-0.496	-0.042	-0.335	-0.192	-0.111	0.009	0.009	-1.223

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.43: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Ceará

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.737	-0.023	-0.125	-0.011	-0.108	-0.067	-0.018	0.001	-0.008	
alim. nat.	-0.095	-0.760	-0.141	-0.012	-0.122	-0.076	-0.021	0.001	-0.009	
alim. Ind.	-0.092	-0.025	-0.844	-0.012	-0.117	-0.073	-0.020	0.001	-0.009	
hig. pes.	-0.053	-0.014	-0.078	-0.412	-0.067	-0.042	-0.011	0.001	-0.005	
vest.	-0.003	-0.001	-0.004	0.000	-0.023	-0.002	-0.001	0.000	0.000	
medicam.	-0.003	-0.001	-0.004	0.000	-0.003	-0.022	-0.001	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.060	-0.016	-0.088	-0.008	-0.076	-0.047	-0.473	0.001	-0.006	
b. alcool.	-0.148	-0.040	-0.219	-0.019	-0.189	-0.118	-0.032	-1.142	-0.014	
telecom.	-0.088	-0.024	-0.130	-0.011	-0.112	-0.070	-0.019	0.001	-0.687	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.44: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio Grande do Norte

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.858	-0.022	-0.158	-0.008	-0.103	-0.041	-0.008	-0.002	0.035	
alim. nat.	-0.020	-0.724	-0.134	-0.007	-0.088	-0.035	-0.006	-0.002	0.029	
alim. Ind.	-0.021	-0.018	-0.849	-0.007	-0.089	-0.035	-0.006	-0.002	0.030	
hig. pes.	-0.013	-0.012	-0.086	-0.461	-0.057	-0.023	-0.004	-0.001	0.019	
vest.	-0.001	0.000	-0.004	0.000	-0.022	-0.001	0.000	0.000	0.001	
medicam.	-0.001	-0.001	-0.008	0.000	-0.005	-0.043	0.000	0.000	0.002	
prod. limp.	-0.019	-0.017	-0.124	-0.006	-0.081	-0.032	-0.660	-0.002	0.027	
b. alcool.	-0.022	-0.020	-0.144	-0.007	-0.094	-0.038	-0.007	-0.762	0.031	
telecom.	0.047	0.042	0.310	0.016	0.203	0.081	0.015	0.005	1.571	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.45: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Paraíba

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.505	-0.031	-0.163	-0.012	-0.066	-0.064	-0.014	-0.003	-0.016	
alim. nat.	-0.176	-0.694	-0.265	-0.019	-0.107	-0.105	-0.022	-0.004	-0.026	
alim. Ind.	-0.125	-0.036	-0.641	-0.014	-0.076	-0.074	-0.016	-0.003	-0.018	
hig. pes.	-0.069	-0.020	-0.103	-0.259	-0.042	-0.041	-0.009	-0.002	-0.010	
vest.	-0.021	-0.006	-0.031	-0.002	-0.088	-0.012	-0.003	0.000	-0.003	
medicam.	-0.005	-0.001	-0.007	0.000	-0.003	-0.019	-0.001	0.000	-0.001	
prod. limp.	-0.083	-0.024	-0.124	-0.009	-0.050	-0.049	-0.312	-0.002	-0.012	
b. alcool.	-0.142	-0.041	-0.213	-0.016	-0.087	-0.085	-0.018	-0.522	-0.021	
telecom.	-0.110	-0.031	-0.165	-0.012	-0.067	-0.065	-0.014	-0.003	-0.418	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.46: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Pernambuco

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.559	-0.004	-0.045	-0.008	-0.103	-0.056	-0.006	0.004	0.053	
alim. nat.	-0.086	-0.922	-0.081	-0.014	-0.185	-0.100	-0.010	0.007	0.095	
alim. Ind.	-0.078	-0.006	-0.904	-0.013	-0.168	-0.091	-0.009	0.006	0.087	
hig. pes.	-0.028	-0.002	-0.026	-0.303	-0.060	-0.033	-0.003	0.002	0.031	
vest.	-0.002	0.000	-0.002	0.000	-0.027	-0.002	0.000	0.000	0.002	
medicam.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.058	-0.005	-0.054	-0.010	-0.124	-0.067	-0.620	0.004	0.064	
b. alcool.	-0.255	-0.020	-0.238	-0.042	-0.546	-0.297	-0.029	-2.686	0.282	
telecom.	0.170	0.013	0.158	0.028	0.363	0.197	0.019	-0.013	1.610	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.47: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Alagoas

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.158	-0.033	-0.153	-0.008	-0.090	-0.050	-0.009	-0.004	-0.006	
alim. nat.	-0.097	-0.092	-0.150	-0.008	-0.088	-0.050	-0.009	-0.004	-0.006	
alim. Ind.	-0.018	-0.006	-0.038	-0.001	-0.016	-0.009	-0.002	-0.001	-0.001	
hig. pes.	-0.060	-0.020	-0.094	-0.042	-0.055	-0.031	-0.006	-0.002	-0.004	
vest.	-0.009	-0.003	-0.013	-0.001	-0.013	-0.004	-0.001	0.000	-0.001	
medicam.	-0.007	-0.002	-0.011	-0.001	-0.006	-0.008	-0.001	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.052	-0.018	-0.081	-0.004	-0.048	-0.027	-0.037	-0.002	-0.003	
b. alcool.	-0.234	-0.079	-0.364	-0.019	-0.213	-0.120	-0.022	-0.152	-0.015	
telecom.	-0.159	-0.054	-0.248	-0.013	-0.145	-0.082	-0.015	-0.006	-0.107	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.48: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Sergipe

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.403	-0.047	-0.144	-0.010	-0.108	-0.065	-0.009	0.013	-0.021	
alim. nat.	-0.128	-0.479	-0.194	-0.013	-0.146	-0.088	-0.012	0.018	-0.028	
alim. Ind.	-0.143	-0.071	-0.679	-0.015	-0.163	-0.098	-0.014	0.020	-0.031	
hig. pes.	-0.079	-0.039	-0.120	-0.264	-0.090	-0.054	-0.008	0.011	-0.017	
vest.	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.004	-0.001	0.000	0.000	0.000	
medicam.	-0.003	-0.002	-0.005	0.000	-0.004	-0.013	0.000	0.000	-0.001	
prod. limp.	-0.139	-0.069	-0.211	-0.015	-0.158	-0.095	-0.464	0.020	-0.030	
b. alcool.	-0.773	-0.385	-1.170	-0.081	-0.879	-0.529	-0.075	-2.391	-0.167	
telecom.	-0.107	-0.053	-0.162	-0.011	-0.122	-0.073	-0.010	0.015	-0.370	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.49: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Bahia

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.651	-0.037	-0.119	-0.010	-0.108	-0.066	0.097	0.016	-0.012	
alim. nat.	-0.060	-0.492	-0.096	-0.008	-0.087	-0.053	0.078	0.013	-0.009	
alim. Ind.	-0.065	-0.032	-0.602	-0.009	-0.094	-0.057	0.084	0.014	-0.010	
hig. pes.	-0.028	-0.014	-0.044	-0.215	-0.040	-0.024	0.036	0.006	-0.004	
vest.	0.001	0.000	0.001	0.000	0.008	0.001	-0.001	0.000	0.000	
medicam.	-0.001	-0.001	-0.002	0.000	-0.002	-0.012	0.002	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.266	-0.132	-0.421	-0.036	-0.382	-0.232	-1.690	0.058	-0.041	
b. alcool.	-0.583	-0.290	-0.925	-0.079	-0.839	-0.509	0.755	-4.338	-0.090	
telecom.	-0.080	-0.040	-0.127	-0.011	-0.115	-0.070	0.103	0.017	-0.624	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.50: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Minas Gerais

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.457	-0.020	0.159	-0.005	-0.058	-0.043	-0.006	-0.002	-0.020	
alim. nat.	-0.024	-0.238	0.087	-0.003	-0.032	-0.023	-0.003	-0.001	-0.011	
alim. Ind.	-0.207	-0.091	-1.187	-0.023	-0.273	-0.198	-0.028	-0.010	-0.091	
hig. pes.	-0.021	-0.009	0.075	-0.199	-0.028	-0.020	-0.003	-0.001	-0.009	
vest.	-0.003	-0.001	0.011	0.000	-0.031	-0.003	0.000	0.000	-0.001	
medicam.	-0.001	0.000	0.004	0.000	-0.001	-0.011	0.000	0.000	0.000	
prod. limp.	-0.029	-0.013	0.104	-0.003	-0.038	-0.028	-0.275	-0.001	-0.013	
b. alcool.	-0.032	-0.014	0.115	-0.004	-0.042	-0.031	-0.004	-0.300	-0.014	
telecom.	-0.009	-0.004	0.031	-0.001	-0.011	-0.008	-0.001	0.000	-0.084	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.51: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Espírito Santo

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	telecom.
c. básica	-0.852	-0.020	-0.154	-0.015	-0.190	-0.153	-0.010	0.001	-0.093	
alim. nat.	-0.039	-0.803	-0.148	-0.015	-0.183	-0.148	-0.010	0.001	-0.089	
alim. Ind.	-0.032	-0.016	-0.771	-0.012	-0.152	-0.123	-0.008	0.001	-0.074	
hig. pes.	-0.021	-0.010	-0.080	-0.433	-0.099	-0.080	-0.005	0.000	-0.048	
vest.	-0.002	-0.001	-0.009	-0.001	-0.060	-0.009	-0.001	0.000	-0.006	
medicam.	-0.002	-0.001	-0.006	-0.001	-0.007	-0.037	0.000	0.000	-0.004	
prod. limp.	-0.033	-0.016	-0.125	-0.013	-0.155	-0.125	-0.671	0.001	-0.076	
b. alcool.	-0.054	-0.027	-0.205	-0.020	-0.254	-0.205	-0.013	-1.083	-0.124	
telecom.	-0.010	-0.005	-0.037	-0.004	-0.045	-0.037	-0.002	0.000	-0.216	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.52: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio de Janeiro

Bem	Elasticidade Preço																	
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.
c. básica	-0.559	-0.004	-0.111	-0.010	-0.096	-0.081	-0.007	0.003	-0.065									
alim. nat.	-0.112	-0.926	-0.205	-0.018	-0.178	-0.150	-0.013	0.005	-0.119									
alim. Ind.	-0.079	-0.005	-0.792	-0.013	-0.125	-0.106	-0.009	0.003	-0.084									
hig. pes.	-0.041	-0.003	-0.075	-0.342	-0.065	-0.055	-0.005	0.002	-0.044									
vest.	-0.005	0.000	-0.009	-0.001	-0.049	-0.007	-0.001	0.000	-0.005									
medicam.	-0.006	0.000	-0.012	-0.001	-0.010	-0.061	-0.001	0.000	-0.007									
prod. limp.	-0.068	-0.005	-0.124	-0.011	-0.107	-0.090	-0.561	0.003	-0.072									
b. alcool.	-0.162	-0.011	-0.297	-0.026	-0.258	-0.217	-0.019	-1.323	-0.173									
telecom.	-0.032	-0.002	-0.059	-0.005	-0.051	-0.043	-0.004	0.001	-0.300									

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.53: Tabela de Elasticidades preço dos bens em São Paulo

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.816	-0.031	-0.133	-0.010	-0.118	-0.073	-0.010	-0.003	-0.064	
alim. nat.	-0.021	-0.642	-0.104	-0.008	-0.092	-0.057	-0.008	-0.002	-0.050	
alim. Ind.	-0.023	-0.026	-0.784	-0.009	-0.100	-0.062	-0.009	-0.002	-0.054	
hig. pes.	-0.018	-0.020	-0.087	-0.522	-0.077	-0.048	-0.007	-0.002	-0.041	
vest.	-0.003	-0.003	-0.014	-0.001	-0.094	-0.008	-0.001	0.000	-0.007	
medicam.	-0.002	-0.003	-0.011	-0.001	-0.010	-0.071	-0.001	0.000	-0.005	
prod. limp.	-0.018	-0.021	-0.089	-0.007	-0.079	-0.049	-0.534	-0.002	-0.042	
b. alcool.	-0.028	-0.032	-0.139	-0.011	-0.124	-0.077	-0.011	-0.830	-0.067	
telecom.	-0.008	-0.009	-0.038	-0.003	-0.033	-0.021	-0.003	-0.001	-0.240	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.54: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Paraná

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.649	-0.055	-0.229	-0.013	-0.161	-0.143	-0.011	-0.004	-0.033	
alim. nat.	-0.066	-0.466	-0.173	-0.010	-0.122	-0.108	-0.009	-0.003	-0.025	
alim. Ind.	-0.072	-0.046	-0.656	-0.011	-0.134	-0.118	-0.009	-0.003	-0.028	
hig. pes.	-0.058	-0.037	-0.153	-0.383	-0.108	-0.095	-0.008	-0.002	-0.022	
vest.	-0.011	-0.007	-0.029	-0.002	-0.091	-0.018	-0.001	0.000	-0.004	
medicam.	-0.004	-0.003	-0.011	-0.001	-0.007	-0.033	-0.001	0.000	-0.002	
prod. limp.	-0.084	-0.053	-0.220	-0.013	-0.155	-0.137	-0.549	-0.003	-0.032	
b. alcool.	-0.112	-0.070	-0.293	-0.017	-0.206	-0.182	-0.014	-0.722	-0.043	
telecom.	-0.060	-0.038	-0.159	-0.009	-0.112	-0.099	-0.008	-0.003	-0.411	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.55: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Santa Catarina

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.654	-0.055	-0.215	-0.015	-0.131	-0.092	-0.013	-0.007	-0.052	
alim. nat.	-0.044	-0.464	-0.154	-0.011	-0.094	-0.066	-0.009	-0.005	-0.037	
alim. Ind.	-0.056	-0.050	-0.739	-0.014	-0.119	-0.084	-0.012	-0.007	-0.048	
hig. pes.	-0.030	-0.027	-0.105	-0.296	-0.064	-0.045	-0.006	-0.004	-0.025	
vest.	-0.013	-0.011	-0.044	-0.003	-0.149	-0.019	-0.003	-0.001	-0.011	
medicam.	-0.005	-0.005	-0.019	-0.001	-0.012	-0.060	-0.001	-0.001	-0.005	
prod. limp.	-0.049	-0.043	-0.170	-0.012	-0.104	-0.072	-0.480	-0.006	-0.041	
b. alcool.	-0.055	-0.049	-0.193	-0.013	-0.117	-0.082	-0.011	-0.538	-0.047	
telecom.	-0.022	-0.019	-0.076	-0.005	-0.046	-0.032	-0.005	-0.003	-0.229	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.56: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Rio Grande do Sul

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.357	-0.037	-0.188	-0.010	-0.083	-0.063	0.011	-0.005	-0.026	
alim. nat.	-0.114	-0.468	-0.278	-0.015	-0.122	-0.093	0.016	-0.007	-0.038	
alim. Ind.	-0.084	-0.041	-0.512	-0.011	-0.091	-0.069	0.012	-0.005	-0.028	
hig. pes.	-0.054	-0.026	-0.131	-0.201	-0.057	-0.044	0.008	-0.003	-0.018	
vest.	-0.001	-0.001	-0.003	0.000	-0.006	-0.001	0.000	0.000	0.000	
medicam.	-0.006	-0.003	-0.014	-0.001	-0.006	-0.026	0.001	0.000	-0.002	
prod. limp.	-0.564	-0.272	-1.378	-0.073	-0.605	-0.462	-1.964	-0.035	-0.190	
b. alcool.	-0.115	-0.056	-0.281	-0.015	-0.123	-0.094	0.017	-0.425	-0.039	
telecom.	-0.040	-0.019	-0.098	-0.005	-0.043	-0.033	0.006	-0.002	-0.159	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.57: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Mato Grosso do Sul

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.727	-0.028	-0.103	-0.006	-0.114	-0.083	0.129	0.002	-0.021	
alim. nat.	-0.043	-0.668	-0.097	-0.006	-0.108	-0.078	0.122	0.002	-0.019	
alim. Ind.	-0.042	-0.025	-0.711	-0.006	-0.104	-0.075	0.118	0.002	-0.019	
hig. pes.	-0.046	-0.028	-0.103	-0.689	-0.114	-0.083	0.130	0.002	-0.021	
vest.	-0.008	-0.005	-0.018	-0.001	-0.139	-0.014	0.023	0.000	-0.004	
medicam.	-0.004	-0.002	-0.009	-0.001	-0.010	-0.064	0.011	0.000	-0.002	
prod. limp.	-0.477	-0.287	-1.066	-0.067	-1.188	-0.861	-5.736	0.025	-0.215	
b. alcool.	-0.080	-0.048	-0.179	-0.011	-0.199	-0.144	0.226	-1.182	-0.036	
telecom.	-0.038	-0.023	-0.084	-0.005	-0.093	-0.068	0.106	0.002	-0.574	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.58: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Mato Grosso

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.837	0.067	-0.166	-0.016	-0.151	-0.121	-0.018	-0.012	-0.038	
alim. nat.	-0.316	-2.482	-0.602	-0.057	-0.547	-0.440	-0.065	-0.044	-0.138	
alim. Ind.	-0.054	0.042	-0.570	-0.010	-0.094	-0.075	-0.011	-0.008	-0.024	
hig. pes.	-0.014	0.010	-0.026	-0.120	-0.024	-0.019	-0.003	-0.002	-0.006	
vest.	-0.003	0.002	-0.005	0.000	-0.026	-0.004	-0.001	0.000	-0.001	
medicam.	-0.003	0.003	-0.007	-0.001	-0.006	-0.034	-0.001	0.000	-0.002	
prod. limp.	-0.038	0.029	-0.073	-0.007	-0.066	-0.053	-0.338	-0.005	-0.017	
b. alcool.	-0.029	0.022	-0.055	-0.005	-0.050	-0.040	-0.006	-0.255	-0.013	
telecom.	-0.016	0.012	-0.031	-0.003	-0.028	-0.022	-0.003	-0.002	-0.147	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.59: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Goiás

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.667	0.019	-0.149	-0.013	-0.126	-0.108	-0.012	-0.002	-0.041	
alim. nat.	-0.268	-1.196	-0.338	-0.029	-0.285	-0.243	-0.027	-0.006	-0.093	
alim. Ind.	-0.106	0.017	-0.622	-0.012	-0.112	-0.096	-0.011	-0.002	-0.037	
hig. pes.	-0.075	0.012	-0.094	-0.353	-0.079	-0.068	-0.007	-0.002	-0.026	
vest.	-0.004	0.001	-0.005	0.000	-0.023	-0.004	0.000	0.000	-0.001	
medicam.	-0.003	0.000	-0.004	0.000	-0.003	-0.016	0.000	0.000	-0.001	
prod. limp.	-0.114	0.018	-0.144	-0.013	-0.121	-0.104	-0.540	-0.002	-0.040	
b. alcool.	-0.167	0.027	-0.211	-0.018	-0.178	-0.152	-0.017	-0.777	-0.058	
telecom.	-0.045	0.007	-0.056	-0.005	-0.047	-0.041	-0.004	-0.001	-0.222	

Fonte: Estimativa da autora

Tabela A.60: Tabela de Elasticidades preço dos bens em Distrito Federal

Bem	Elasticidade Preço									
	c. básica	alim. nat.	alim. Ind.	hig. pes.	vest.	medicam.	prod. limp.	b. alcool.	telecom.	
c. básica	-0.245	-0.020	-0.085	-0.008	-0.066	-0.046	-0.007	0.001	-0.032	
alim. nat.	-0.157	-0.472	-0.201	-0.018	-0.158	-0.109	-0.017	0.003	-0.077	
alim. Ind.	-0.167	-0.051	-0.663	-0.019	-0.167	-0.116	-0.018	0.003	-0.081	
hig. pes.	-0.062	-0.019	-0.079	-0.173	-0.062	-0.043	-0.007	0.001	-0.030	
vest.	-0.019	-0.006	-0.024	-0.002	-0.070	-0.013	-0.002	0.000	-0.009	
medicam.	-0.008	-0.002	-0.010	-0.001	-0.008	-0.026	-0.001	0.000	-0.004	
prod. limp.	-0.149	-0.045	-0.191	-0.017	-0.150	-0.103	-0.419	0.003	-0.073	
b. alcool.	-0.433	-0.131	-0.553	-0.049	-0.434	-0.300	-0.048	-1.158	-0.211	
telecom.	-0.070	-0.021	-0.089	-0.008	-0.070	-0.048	-0.008	0.001	-0.223	

Fonte: Estimativa da autora