

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RICARDO BATISTA POLITI

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA FISCAL E INCIDÊNCIA DE IMPOSTOS INDIRETOS  
NO BRASIL**

SÃO PAULO  
2010

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

RICARDO BATISTA POLITI

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA FISCAL E INCIDÊNCIA DE IMPOSTOS INDIRETOS  
NO BRASIL**

Tese apresentada à Escola de  
Economia de São Paulo da Fundação  
Getúlio Vargas, como requisito para  
obtenção de título de doutor em  
Economia de Empresas

Campo de conhecimento:  
Economia do Setor Público

Orientador: Prof. Dr. Enlinson  
Henrique Carvalho de Mattos

SÃO PAULO  
2010

Politi, Ricardo Batista.

Ensaio sobre Política Fiscal e Incidência de Impostos Indiretos no Brasil / Ricardo Batista Politi. - 2010.

115 f.

Orientador: Enlison Henrique Carvalho de Mattos

Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Incidência tributária -- Brasil. 2. Imposto sobre circulação de mercadorias e serviços. 3. Alimentos – Consumo -- Brasil. 4. Preços -- Brasil. I. Mattos, Enlison Henrique Carvalho de. II. Tese (doutorado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.2(81)

RICARDO BATISTA POLITI

**ENSAIOS SOBRE POLÍTICA FISCAL E INCIDÊNCIA DE IMPOSTOS INDIRETOS  
NO BRASIL**

Tese apresentada à Escola de  
Economia de São Paulo da Fundação  
Getúlio Vargas, como requisito para  
obtenção de título de doutor em  
Economia de Empresas

Campo de conhecimento:  
Economia do Setor Público

Data de Aprovação:  
\_\_\_/\_\_\_/\_\_\_

Banca examinadora:

---

Prof. Dr. Enlinson Henrique  
Carvalho de Mattos  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Paulo Picchetti  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Claudio Ribeiro Lucinda  
FEA-RP/USP

---

Prof. Dr. Naercio Aquino  
Menezes Filho  
Insper e FEA/USP

---

Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Rozane Bezerra  
de Siqueira  
DECON/UFPE

## AGRADECIMENTOS

Este trabalho contou com o apoio financeiro da FAPESP (Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo, processo nº 2008/09240-6).

Gostaria de agradecer ao meu orientador, Prof. Dr. Enlinson Mattos, pela inestimável contribuição a esta pesquisa.

Agradeço também aos meus colegas e professores da EESP.

Agradeço à minha família, em especial minha esposa e meus pais.

Por fim, agradeço aos meus 'pequenos', que darão a esta tese o seu destino merecido: papel de desenho!

## RESUMO

Esta tese procura investigar dois aspectos de Economia do Setor Público no Brasil: incidência fiscal e interações fiscais estratégicas. O tópico de incidência tributária é investigado em um contexto de transmissão do tributo, no qual carga fiscal e efeitos dos tributos sobre os preços são discutidos. O banco de dados utilizado inclui alíquotas do tributo estadual sobre bens alimentícios. Na primeira metodologia, identifica-se que a Carga Fiscal do consumidor no Brasil para os bens analisados é ao redor de 40%. Já o percentual remanescente corresponderia a Carga Fiscal da firma. Na segunda metodologia, resultados apontam que os preços reagem de forma incompleta a mudanças das alíquotas dos tributos. Ademais, o padrão de transmissão depende da direção da mudança fiscal: acréscimos e decréscimos das alíquotas dos tributos estaduais são repassados em proporções diferentes aos preços. Adicionalmente, são investigadas interações estratégicas na definição dos tributos, entre Estados e também entre Estados e Federação. Interações horizontais são investigadas para bens alimentícios. As estimativas sugerem que as interações apresentam efeito positivo, porém insignificante nas decisões tributárias. É provável que decisões tributárias dependam de características internas dos Estados. Já o último método investiga eventual competição vertical nos tributos entre Estados e Federação para cigarros e gasolina. Os resultados indicam que interações verticais são importantes no caso do cigarro, e interações horizontais importantes para gasolina.

Palavras-chaves: carga fiscal, incidência tributária, competição fiscal.

## ABSTRACT

This thesis attempts to investigate two issues in Public Economics in Brazil: tax incidence and strategic tax interaction. The tax incidence issue is investigated under a tax shifting framework, in which both tax burden and tax costs pass-through are discussed. Data over Value Added Tax (VAT) for food commodities in states is collected. In the first method, results suggest that the consumer's share on tax burden in Brazil is around 40%. The remaining tax share is held by firms. In the second method, results suggest that tax costs are uncompleted passed-through prices. Also, findings point out that the tax shifting parameter depends on the direction of the fiscal change, as tax rates increases affect prices in a different magnitude when compared to tax rates decreases. Moreover, strategic tax interaction is investigated in both a horizontal and a vertical tax competition framework. Horizontal tax interaction is investigated across states considering food commodities. Results indicate that tax interaction is positive but not significant. The decision to tax seems to follow states' internal characteristics. The last method investigates vertical tax interaction for gas and cigarette in Brazil. Results suggest that states respond to federal tax changes for cigarette. On the other hand, results suggest that horizontal tax interaction is more important for gas.

Key words: tax incidence, tax shifting, tax interaction.



## LISTA DE FIGURAS

2.1 Participação dos Tributos na Receita Tributária	3
3.1 Carga Fiscal Estimada ao Consumidor por Bens	22
4.1 Distribuição das Alíquotas Estaduais de ICMS de 1994 a 2006	30
4.2 Gráfico de Dispersão	50
4.3 Gráfico da Função de Ajuste Cumulativo da Alíquota de ICMS	53
6.1 Arrecadação de IPI sobre Cigarro de 1992 a 2007 (em R\$ milhões)	78
6.2 Evolução do Tributo Estadual e Federal para Cigarro	81
6.3 Evolução do Tributo Estadual e Federal para Gasolina	81

## LISTA DE TABELAS

2.1	Frequencia dos bens nas cestas básicas estaduais	6
2.2	Resumo das alterações dos principais tributos indiretos federais	8
2.3	Exemplo de decomposição do preço de venda	9
3.1	Padrões de concorrência e coeficiente de transmissão de imposto previsto	12
3.2	Estatística descritiva das principais variáveis do modelo	18
3.3	Testes estatísticos	20
3.4	Coeficientes do modelo e estimativa da Carga Fiscal do consumidor	23
4.1	Participação de mercado dos líderes na indústria de alimentos no Brasil	31
4.2	Quadro resumo de aplicações do modelo	34
4.3	Testes de coeficiente (Wald e LR)	35
4.4	Tabela descritiva do preço e do imposto sobre o consumo	37
4.5	Quadro resumo de alterações de alíquotas de ICMS	38
4.6	Resultados dos coeficientes estimados	42
4.7	Resultados dos coeficientes com matéria prima	44
4.8	Resultados dos coeficientes de transmissão cruzadas	45
4.9	Resultados dos coeficientes para MCE	48
5.1	Estatísticas descritivas	64
5.2	Resultados coeficiente de interação	66
5.3	Resultados coeficientes demais variáveis explicativas	67
5.4	Resultados coeficientes escolha fiscal	70
6.1	Quadro síntese dos principais modelos de competição fiscal	77
6.2	Alíquotas Federais	79
6.3	Estatísticas descritivas	82

6.4 Resultados para a estimativa do parâmetro: cigarro	87
6.5 Resultados para a estimativa do parâmetro: gasolina	90
6.6 Resultados para a estimativa dos parâmetros	91

## SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	1
<b>2. BREVE DISCUSSÃO A RESPEITO DA LEGISLAÇÃO TRIBUTÁRIA NO BRASIL</b>	3
2.1 ICMS	4
2.2 Tributos Federais Indiretos	7
<b>3. CARGA FISCAL E INCIDÊNCIA DE ICMS</b>	10
3.1. Introdução	10
3.2 Incidência Tributária	11
3.3 Modelo	13
3.4 Banco de Dados	15
3.5 Análise dos Dados	19
3.6 Resultados	21
3.6.1 Robustez	25
3.7 Conclusão	26
<b>4. INCIDÊNCIA FISCAL E AJUSTES DOS PREÇOS EM BENS DA CESTA BÁSICA</b>	27
4.1 Cesta Básica e Mercado de Alimentos no Brasil	29
4.2. Hipóteses Teóricas para Assimetria de Preços	31
4.3 Modelo	33
4.4 Banco de Dados	36
4.5 Metodologia	39
4.6 Resultados	40
4.6.1 Coeficientes de Transmissão do ICMS	40
4.6.2 Robustez	43
4.7 Assimetria de Preços	45
4.8 Ajustes de Curto e Longo Prazo nos Preços	51
4.9 Conclusão	54
<b>5. COMPETIÇÃO FISCAL HORIZONTAL</b>	55
5.1 Contexto Teórico da Competição Fiscal entre Estados	55
5.2 Síntese das Teorias de Competição Horizontal	56
5.3 Estratégia Econométrica	58

5.3.1 Função Resposta dos Estados e Matriz de Peso Espacial	59
5.3.2 Função Resposta com Escolha Tributária	61
5.4 Banco de Dados	62
5.5 Resultados	65
5.5.1 Resultados Função Resposta	65
5.5.2 Resultados Escolha Tributária	69
5.6 Observações Finais sobre Competição Horizontal nos Bens da Cesta Básica	71
<b>6. COMPETIÇÃO FISCAL VERTICAL</b>	<b>73</b>
6.1 A Competição Fiscal entre Estados e Federação	73
6.2 Teorias de Competição Vertical	75
6.3. Tributação de Cigarro e Gasolina no Brasil	77
6.3.1 Banco de Dados e Período da Pesquisa	82
6.4 Metodologia	83
6.5 Resultados das Relações Fiscais	85
6.5.1 Cigarro	85
6.5.2 Gasolina	88
6.6. Observações Finais sobre Competição Vertical no Brasil	92
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b>	<b>95</b>
<b>APÊNDICES</b>	<b>103</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Essa tese apresenta quatro metodologias empíricas diferentes e complementares a respeito de tributos indiretos no Brasil. O principal tributo analisado é o Imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicações, o ICMS.

A primeira metodologia estima a Carga Fiscal do ICMS para 12 bens de consumo em 11 Estados, seguindo um modelo estrutural conforme proposto por Carbonnier (2007). Essa abordagem permite estimar a divisão da Carga Fiscal do ICMS entre firmas e consumidores. Os resultados sugerem que para os bens analisados a carga esperada para o consumidor corresponde em média à cerca de 40% da Carga total; os demais 60% da Carga Fiscal onerariam as firmas.

A segunda metodologia segue discussão iniciada por Poterba (1996) e Besley e Rosen (1999) e parte de um modelo reduzido para estimar a incidência do ICMS em 10 bens da cesta básica em 16 Estados. Os resultados indicam que alterações de alíquotas de ICMS para os bens de cesta básica não são repassadas para os preços na mesma proporção. Em todos os bens analisados, uma alteração de alíquota correspondente a um Real de alteração do tributo é repassado em menos de 50 centavos para os preços. Esses resultados são similares aos encontrados na primeira metodologia. Porém, a segunda metodologia permite investigar diferenças na transmissão de imposto considerando de forma separada alterações de aumento e de diminuição das alíquotas do tributo. Neste caso, os resultados para três bens sugerem que os efeitos de alterações de tributos nos preços dependem da direção da alteração fiscal, ou seja, variam segundo movimentos de aumento e diminuição da alíquota.

A terceira e quarta metodologia investigam a existência de interações estratégicas na determinação de tributos indiretos no Brasil. A terceira metodologia examina a hipótese de interações horizontais, ou seja, entre os Estados, para 15 bens presentes em cestas básicas estaduais em ao menos 13 unidades do país. Os resultados apontam para evidências limitadas de interações horizontais para esses bens, já que o coeficiente estimado de interação horizontal é positivo em 13 dos bens, mas significativo em quatro a nove dos quinze bens analisados, dependendo da matriz de interação escolhida.

Já a quarta metodologia examina a hipótese de interações verticais, ou seja, interações entre Federação e Estados, na definição de alíquotas de tributos Federais e Estaduais, respectivamente Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e ICMS, para cigarro e

gasolina. Os resultados sugerem que um aumento do tributo federal apresenta como efeito um aumento dos tributos estaduais para cigarro. Já para o caso da gasolina, não são encontradas evidências que alterações de alíquotas no tributo federal produzam efeitos sobre as alíquotas dos tributos estaduais. Porém, foram identificadas evidências que para gasolina as interações horizontais são mais relevantes.

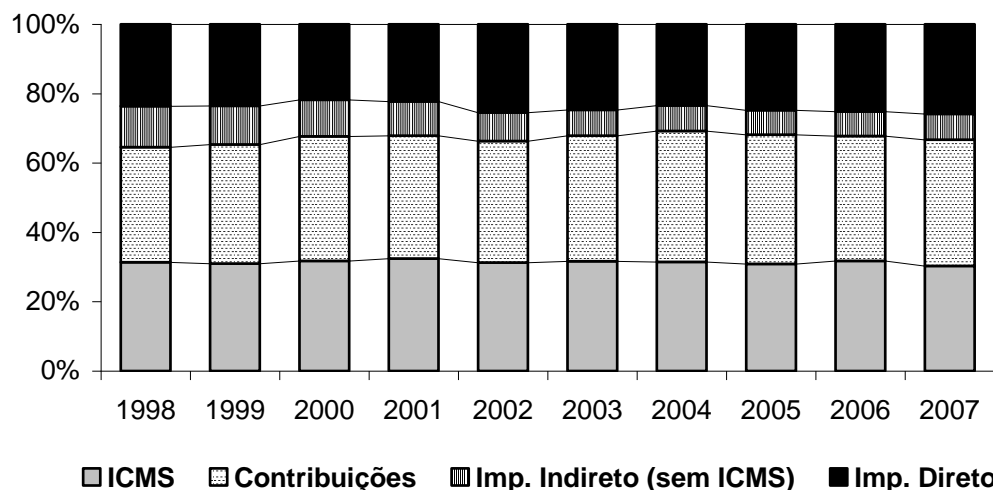
Esses quatro ensaios empíricos se encontram distribuídos entre as Seções 3 e 6. A revisão bibliográfica sobre tributação e legislação tributária no Brasil se encontra na Seção 2.

## 2. BREVE DISCUSSÃO A RESPEITO DA LEGISLAÇÃO TRIBUTÁRIA NO BRASIL

De 1990 a 2006 a participação da carga tributária no PIB (Produto Interno Bruto) do Brasil saltou de 21% para 35% (IBPT, 2008). O crescimento do volume de recursos arrecadados pelo Governo em todas as esferas por meio de tributos é consequência principalmente do aumento da parcela de taxaço indireta no total das receitas, seja por meio de impostos indiretos, seja por meio do aumento das contribuições sociais que também incidem na atividade produtiva (Receita Federal do Brasil, 2008).

Os principais tributos indiretos no Brasil são o Imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicações (ICMS), o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), a Contribuição para Fins Sociais (COFINS) e a Contribuição para programas de integração social e de formação do patrimônio do servidor público (PIS/PASEP)<sup>1</sup>. Entre os tributos que incidem sobre o consumo, o ICMS é o tributo com maior participação na arrecadação (vide Figura 2.1).

Figura 2.1: Participação dos Tributos na Receita Tributária



Fonte: Receita Federal, 2008

Obs: não inclui as receitas das contribuições ao INSS

<sup>1</sup> Essas duas contribuições fornecem recursos para o financiamento da Seguridade Social.



## 2.1 ICMS

O ICMS é um imposto de âmbito estadual, ou seja, cabe a legislação estadual definir as alíquotas e a base de cálculo para operações internas, desde que não infrinja o artigo 155 da Constituição. O artigo 155 estipula entre outras questões, a alíquota interestadual e as alíquotas máximas e mínimas entre os Estados. Segundo esse artigo, (inciso VI e VII), “as alíquotas internas,..., não poderão ser inferiores às previstas para as operações interestaduais”, cabendo “ao Estado da localização do destinatário o imposto correspondente à diferença entre a alíquota interna e a interestadual”.

Isso decorre do fato de que a alíquota do ICMS pode variar segundo o destino da operação, ou seja, a alíquota para operações internas (dentro do Estado de origem) pode ser diferente da alíquota para bens com destino a outros Estados. Neste último caso segue-se a alíquota interestadual (Confaz, Convênio 147/02, 2002). De acordo com a Resolução nº 22/89 do Senado Federal, a alíquota para operações entre os Estados é de 12% com exceção das operações realizadas por contribuintes das regiões Sul e Sudeste com destino as regiões Norte, Nordeste ou Centro-Oeste ou no estado do Espírito Santo, para os quais a alíquota é de 7%.

Como a alíquota interna não pode ser inferior a alíquota interestadual, e como ainda está última é menor para os Estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, uma maior participação na receita do ICMS fica com os Estados com menos recursos econômicos (Varsano, 1995). Por exemplo, como a alíquota interestadual base é de 17%, no caso de operações da região Sul e Sudeste para a região Nordeste, 12% deve ficar com o Estado de destino, já no caso de operações da região Nordeste para a região Sul do país, a diferença entre as alíquotas (nesse caso é de 5%, originário da diferença entre 17% e 12%) fica com o Estado de destino (Senado Federal, Projeto de Resolução nº 42, 2001).

O problema principal com essa forma de tributação diz respeito às brechas para sonegação, pois adulterações de notas fiscais permitem que um bem destinado ao mercado interno “passeie” por outro Estado com alíquota interestadual inferior à interna, apenas com o intuito de reduzir o imposto recolhido na operação (Varsano, 1995).

É importante ressaltar que diferenças entre alíquotas internas e interestaduais têm impacto na divisão da receita de ICMS entre os Estados e na acumulação de créditos fiscais entre as firmas participantes da operação, mas não alteram o tamanho da carga tributária no país.

Outra característica a ser citada do ICMS, inclui o fato deste ser um imposto com base de cálculo “inclusiva”, ou seja, o cálculo de sua alíquota é obtido como uma fração do preço incluído o imposto. Esse mecanismo ficou conhecido como cálculo “por dentro” da alíquota do ICMS. Em termos práticos isso significa que para uma alíquota nominal de 18% o imposto equivale a 21,95% (Carrazza, 2006). Assim, seja o caso de um produto com alíquota de 18% e um preço final de R\$ 200,00. O valor do ICMS pode ser obtido da seguinte forma:

Preço final x alíquota do ICMS =  $200 \times 0,18 = 36$  (preço sem ICMS = 164).

Para se obter a alíquota efetiva do ICMS:

Preço sem ICMS / (1 - 0,18) =  $164 / 0,82 = 200$  (Fabretti, 2006)

Equivale a  $164 \times 1,2195 = 200$  (preço com ICMS).

Uma exceção as regras de definições a respeito das alíquotas e da base de cálculo do ICMS foi concedida aos bens que compõe a cesta básica de cada Estado. Em julho de 1992 foi firmado um convênio entre os Estados por meio do CONFAZ (Conselho Nacional de Política Fazendária), que permitiu que estes e o Distrito Federal reduzissem a base de cálculo do ICMS nas operações internas para os bens que compõem a cesta básica (Convênio 83/92 CONFAZ, 2008) e posteriormente às próprias alíquotas. Em termos práticos, alterações na base de cálculo do ICMS podem ser calculadas de forma equivalente a alterações nas alíquotas nominais. Uma base de cálculo reduzida a 41,18% com uma alíquota nominal de 17% equivale a uma alíquota nominal de 7%. Assim, no caso de uma operação de R\$ 200,00, incluso o valor do ICMS, a base de cálculo reduzida a 41,18% é de R\$ 82,36, assim o valor do ICMS é de R\$ 14,00 e equivale a 17% de 82,36 ou 7% de R\$ 200, conforme exemplo da Secretaria da Fazenda de Pernambuco (2001).

Como conseqüência do Convênio 83 do CONFAZ e de resoluções posteriores, a partir de julho de 1992, muitos Estados mudaram seus regulamentos estaduais de ICMS para definir ou alterar, a composição de sua respectiva cesta básica, suas alíquotas ou mesmo sua base de cálculo (CONFAZ, 2008). Esse movimento nos Estados gerou uma série de alterações nas alíquotas de ICMS dos bens que compõe cada cesta básica estadual. Como os bens da cesta básica são definidos em cada Estado, não existe uma cesta básica padrão no país. De forma abrangente, os bens da cesta básica se constituem majoritariamente por bens alimentícios. A Tabela 2.1 aponta os bens mais encontrados nas cestas básicas dos 26 Estados e do Distrito Federal. Estes foram agrupados em três grupos de acordo com sua freqüência nas cestas estaduais.

Tabela 2.1: Frequência dos Bens nas Cestas Básicas Estaduais

Grupo	Bens	Presença
1	Açúcar, arroz, café, carne bovina, farinha de mandioca e de trigo, feijão, leite pasteurizado ou UHT, manteiga ou margarina, óleo de soja, sal	mais de 20 Estados
2	Biscoito, carne de ave, leite em pó, macarrão, pão, sabão, sardinha em lata, vinagre.	entre 10 e 20 Estados
3	Creme dental, desodorante, escova dental, linguíça, mortadela, ovo, queijos, sabão, sabonete	menos de 10 Estados

Fonte: elaborado a partir de regulamentos estaduais de ICMS (CONFAZ, 2008).

Vale apontar que o ICMS é um imposto plurifásico e não-cumulativo, isto é, ele incide sobre um mesmo produto mais de uma vez, em suas diversas fases de comercialização, mas o contribuinte, no caso a firma, tem o direito de compensar o montante recolhido nas etapas anteriores independente do Estado de origem (Senado Federal, Projeto de Resolução nº 42, 2001).

Apesar dessas características, algumas falhas de incidência tributária distribuídas ao longo da cadeia produtiva, como isenções relativas à créditos tributários acumulados em alguma etapa intermediária de produção, podem não ser recuperados em etapas seguintes da produção e isso pode aumentar a base de cálculo do imposto, fazendo com que a base fiscal do ICMS seja superior ao montante agregado em etapas anteriores, aumentando a alíquota efetiva para os bens na etapa final (vide Zee, 1995). Para este trabalho são consideradas as alíquotas nominais finais do mercado interno. As alíquotas foram coletadas por meio de pesquisa nos regulamentos estaduais de ICMS dos Estados, pois esses dados não estão disponíveis de uma forma sistêmica e unificada pelos Governos Estaduais. Não são considerados os créditos fiscais, os subsídios bem como as alíquotas de ICMS para bens importados.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> Neste caso é difícil determinar o sinal de viés de estimação, pois isto depende da correlação desta variável omitida com a variável de interesse. Se supusermos que as eventuais isenções estão positivamente correlacionadas com o movimento das alíquotas nominais teríamos um viés para cima do coeficiente estimado da Carga Fiscal. Por outro lado, se estas isenções estiverem negativamente correlacionadas com o movimento das alíquotas, nossas estimativas estão subestimando o parâmetro verdadeiro da firma. A hipótese mais provável parece ser a primeira opção, pois movimentos de isenção na cadeia tendem a ser acompanhado por aumentos na alíquota final ao consumidor (ver Zee, 1995 p. 93). Se acreditarmos nessa hipótese, nossas estimativas podem ser consideradas conservadoras em relação à Carga Fiscal do consumidor e em relação ao coeficiente de transmissão do ICMS na primeira e na segunda metodologia, respectivamente.

## 2.2 Tributos Federais Indiretos

Em relação aos tributos federais IPI, COFINS, PIS ou ainda a CPMF (Contribuição Provisória sobre Movimentação ou Transmissão de Valores e de Créditos e Direitos de Natureza Financeira), a incidência é a mesma em todas as unidades estaduais, pois se tratam de tributos com abrangência nacional. A principal diferença do IPI em relação ao ICMS é que ele não pode ser obtido diretamente do preço final do produto, pois no caso de bem vendido no comércio, o IPI foi obtido na etapa anterior à comercialização, no caso a etapa de industrialização. Vale apontar que o IPI segue o princípio da seletividade, ou seja, o nível de taxação dos produtos deve considerar a sua essencialidade (Fabretti, 2006). O único bem dessa pesquisa em que há incidência de IPI é o açúcar refinado, mas não houve alteração de alíquota desse tributo para o período analisado.<sup>3</sup>

As contribuições federais PIS, COFINS e CPMF incidem em cada fase da cadeia produtiva e dessa forma são tributos cumulativos, ou seja, apresentam incidência em ‘cascata’ (Fabretti, 2006). Como a base tributária do PIS e da COFINS é o faturamento das firmas, não é possível obter diretamente a alíquota dessas contribuições no preço final dos bens. Devido a essa forma de incidência, deve-se assumir um número de etapas na cadeia produtiva para estimar de forma cumulativa as alíquotas dessas contribuições para os bens dessa pesquisa (Viol et al., 2002).

Ainda em relação à tributação federal, os resultados para carne bovina, leite e pão devem ser interpretados com precaução devido a especificidade da legislação tributária do país em estabelecimentos de varejo com menor porte. No Brasil, a Lei Federal diferencia o tratamento tributário para micro e pequenas empresas por meio do ‘Simples Nacional’ (substituto do Simples Federal de 1996) (Receita Federal, 2009). Para o caso de padarias e pequenos pontos de venda, como açougues, o recolhimento de ICMS e das Contribuições Federais se dá de forma unificada e em termos diferentes das diversas legislações estaduais desde 1996 (Receita Federal, 2009). As alterações de alíquotas estaduais não implicaram em mudanças no valor de tributos para pequenos e micro estabelecimentos, onde parte considerável da comercialização desses bens ocorre. O resultado nesses casos estaria apenas captando uma parte da relação entre alteração nas alíquotas estaduais e tributos recolhida por

---

<sup>3</sup> Os demais bens como, por exemplo, macarrão e creme dental (soluções para higiene bucal) são isentos.

esse tipo de varejo, no caso de vendas em estabelecimentos com grande volume de faturamento.<sup>4</sup>

A Tabela 2.2 traz o resumo das principais mudanças na legislação das contribuições. A partir de dezembro de 2002 no caso do PIS e a partir de fevereiro de 2004 no caso da Cofins, as firmas poderiam optar entre dois regimes de recolhimento para essas contribuições: cumulativo com as alíquotas já existentes ou pelo valor agregado. Neste último caso, a alíquota do PIS subiu de 0,65% para 1,65% e a alíquota da Cofins subiu de 3% para 7,65% nessas datas. As alíquotas subiram para preservar a arrecadação do governo independente do regime escolhido. É difícil analisar o efeito dessas medidas, pois como as firmas podem escolher o regime de tributação, se cumulativo ou por valor agregado, o impacto dos diferentes regimes e a discussão sobre cumulatividade dependerá do regime de recolhimento de cada firma (Fabretti, 2006). Para este trabalho assume-se o regime de valor agregado para todos os bens a partir dessas datas, pois esse procedimento permite abordar tais tributos sem necessidade de elaborar hipóteses sobre as etapas da cadeia produtiva ou torna desnecessário elaborar a matriz insumo-produto para cada bem. Já a tabela 2.3 exemplifica os principais pontos mencionados anteriormente sobre o cálculo dos tributos indiretos considerados.

Tabela 2.2: Resumo das alterações dos principais Tributos Indiretos Federais

Tributo	Data	Alíquota	Marco Jurídico
Cofins (antigo Finsocial)	25/5/1982	2%	Decreto-lei 1.940, de 25.5.1982
	1/2/1999	3%	Lei 9.718, de 27.11.1998
	1/10/2002	10.3% <sup>1</sup>	Medida Provisória nº 41/2002
	1/2/2004	7,60%	Lei 10.833, de 29.12.2003
	26/7/2004	0% <sup>2</sup>	Lei 10.925/2004
	16/6/2007	0% <sup>3</sup>	Lei nº 11.488, de 15.06.2007
PIS/PASEP	antes	0,65%	Leis 7.859, de 25.10.1989
	1/12/2002	1,65%	Lei 10.637, de 30.12.2002
IPMF	1/1/1994 até 31/12/1994	0,25%	Lei Complementar 77, de 13.7.1993
CPMF*	23/01/1997 até 24/02/1998	0,20%	Emenda Constitucional 12, de 15.8.1996
	17/06/2000 até 18/03/2001 até 31/12/2007	0,30% 0,38%	Emenda Constitucional 21 de 18.3.1999

Fonte: Receita Federal (2009)

\*Obs: A contribuição foi extinta em 23 de janeiro de 1999, tendo sido substituída pela IOF até o reestabelecimento em 17 de junho de 1999.

<sup>1</sup> Para preparações para higiene bucal ou dentária (Pis passou à 2,30%)

<sup>2</sup> Para arroz, feijão e farinha de mandioca

<sup>3</sup> Para leite pasteurizado

<sup>4</sup> Para Farinha e Pão

<sup>4</sup> Para ter uma idéia da participação dos estabelecimentos nas vendas por produto. O DIEESE considera em São Paulo que 60% das vendas ocorrem em supermercados e 40% das vendas ocorrem em padarias (DIEESE, 2009).

Tabela 2.3: Exemplo de decomposição do preço de venda

Caso de 2 etapas de produção		R\$	alíquota
Etapa 2	Preço venda	200	
	<b>ICMS (venda)<sup>1</sup></b>	(36)	18%
	<b>PIS<sup>4</sup></b>	(1,30)	0,65%
	<b>Cofins<sup>2</sup></b>	(6)	3%
	Receita venda <sup>4</sup>	156,70	
	<b>Crédito ICMS (compra - operação anterior)</b>	18	
	compra matéria-prima (etapa anterior)	(110)	
	Resultado bruto	64,70	
Etapa 1	Etapa anterior (fornecedor)		
	Preço venda da matéria-prima	110	
	<b>IPI<sup>3</sup></b>	(10)	10%
	<b>ICMS</b>	(18)	18%
	<b>PIS<sup>2</sup></b>	(0,72)	0,65%
	<b>Cofins<sup>2</sup></b>	(3,30)	3%
	Receita Venda	77,99	

Fonte: elaboração própria a partir de Fabretti, 2006

<sup>1</sup> O ICMS na base de cálculo do Cofins está sendo questionado no Supremo Tribunal Federal (Fonte: Maciel e Schontag, 2008)

<sup>2</sup> Alíquota para firmas que não optaram pela alíquota final de valor agregado

<sup>3</sup> IPI não se inclui na base de cálculo do ICMS na etapa 1

<sup>4</sup> (=preço venda\*(1-soma das alíquotas de ICMS, PIS,Cofins))

Compreendidos os principais aspectos da legislação tributária, passa-se a discutir a metodologia. Os próximos quatro capítulos descrevem cada um dos métodos utilizados.

### 3. CARGA FISCAL E INCIDÊNCIA DE ICMS

#### 3.1. Introdução

Uma das principais contribuições da teoria econômica à análise da incidência tributária é o reconhecimento que a Carga Fiscal pode onerar outros agentes econômicos além dos responsáveis legais pelo tributo (Kotlikoff e Summers, 1987). A análise econômica da questão da incidência tributária parte de uma distinção fundamental entre quem é o responsável legal pelo recolhimento de um tributo, ou seja, quem responde pela incidência ‘estatutária’; e quem efetivamente é onerado pelo tributo, ou em outras palavras, sobre quem recai a incidência econômica do tributo (Fullerton e Metcalf, 2002).

No Brasil, segundo critérios de participação na arrecadação de receita tributária e de participação no orçamento das famílias<sup>5</sup>, o principal tributo indireto com incidência sobre o consumo é o Imposto sobre operações relativas à circulação de mercadorias e serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicações (ICMS). Apesar da importância da incidência do ICMS no bem estar de firmas e consumidores, pesquisa empírica sobre o impacto econômico deste tributo ainda é incipiente. Este trabalho visa mensurar a divisão da Carga Fiscal do ICMS entre firmas e consumidores.

Para mensurar a Carga Fiscal do ICMS no Brasil utiliza-se uma abordagem proposta por Carbonnier (2007). Para implementar essa metodologia é elaborado um Painel de Dados não balanceado com 12 bens. Destes, levantou-se informações a respeito de alterações das alíquotas de ICMS para sete bens da cesta básica elaborada pelo Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE) em 16 cidades para o período de julho de 1994 (Pós Plano Real) a junho de 2008. Os cinco bens restantes podem ser encontrados nas cestas básicas Estaduais em 11 localidades (das 16 acima) para o período de julho de 1994 e dezembro de 2006. Estes bens selecionados são participantes das cestas básicas de ao menos cinco Estados diferentes e, portanto, parece razoável considerá-los representativo em âmbito nacional.<sup>6</sup>

---

<sup>5</sup> Paes e Bugarin (2006) apontam para elevada participação deste imposto no orçamento das famílias ao elaborarem uma análise da Carga Fiscal no Brasil.

<sup>6</sup> Bens sem alterações de alíquotas no imposto não podem ter a carga tributária estimada pela metodologia adotada. Apesar dessa limitação, os bens selecionados estão entre os encontrados com maior frequência nas cestas básicas Estaduais.

A partir de variações nas alíquotas de ICMS e preços finais destes bens, é possível obter estimativas consistentes a respeito da distribuição da Carga Fiscal do imposto sobre as vendas entre firmas e consumidores. Os resultados obtidos mostram que a Carga Fiscal dos consumidores é inferior a 100% nos 12 bens analisados, sendo que parte significativa da incidência do ICMS recai sobre as firmas, com carga estimada entre 93% e 25%. Esse resultado depende da elasticidade das curvas de oferta e demanda dos bens analisados e pode ser encontrado em mercados oligopolizados, no qual as firmas extraem uma parte maior do excedente do consumidor do que no caso competitivo e por isso absorvem uma parcela maior da Carga Fiscal dos bens (Carbonnier, 2007).

Essa análise é importante para políticas públicas no Brasil, pois sugere que alterações nas alíquotas do imposto sobre a venda (ICMS) dos bens, como reduções de impostos em bens da cesta básica, podem não afetar o consumidor na mesma proporção. Para analisar a distribuição da Carga Fiscal entre firma e consumidor, esta Seção está dividida em sete subseções, além desta introdução. Na próxima subseção, é feita uma breve revisão da literatura. As três subseções seguintes apresentam respectivamente o banco de dados, o modelo empírico e a análise dos dados. Por fim, são apresentados os resultados obtidos e a conclusão obtida por esta metodologia.

### 3.2 Incidência Tributária

A distribuição da Carga Fiscal entre firmas e consumidores depende da elasticidade da curva de oferta e demanda de mercado em relação ao preço. Nos dois casos extremos de incidência fiscal, a parcela devida do tributo recai totalmente sobre o consumidor ou totalmente sobre o produtor. A Carga Fiscal onera apenas o consumidor (produtor) quando a demanda é completamente inelástica (elástica) ou a oferta totalmente elástica (inelástica). Dessa forma, a Carga Fiscal recai sobre os agentes econômicos que apresentam menor flexibilidade de ajuste, caso dos consumidores com curva de demanda inelástica ou dos produtores com curva de oferta inelástica (Kotlikoff e Summers, 1987).

Em mercados competitivos com retorno constante de escala, a curva de oferta de longo prazo é horizontal e o tributo recai exclusivamente sobre os consumidores. Nesse caso, os preços se alteram na mesma magnitude das alterações do tributo. Porém, em mercados com



competição imperfeita, a transmissão de impostos pode apresentar diversos padrões e a determinação da Carga Fiscal é assunto pouco trivial (Stiglitz, 2000).

Estudos empíricos constataam que alterações nos impostos também podem alterar os preços de maneira assimétrica, ou seja, alterações nos impostos podem ser transmitidas aos preços em diferentes magnitudes, de modo que o repasse pode ser superior ou inferior a 100%.<sup>7</sup> Carbonnier (2007) estudou a incidência da carga tributária entre indústrias e consumidores para o mercado de consertos residenciais e automóveis novos na França. Após reformas tributárias no país, o autor identificou que a carga tributária no imposto sobre o valor agregado (IVA) difere segundo o setor da indústria. No primeiro caso, 77% da carga tributária é repassada para os consumidores, enquanto que no segundo o repasse da carga é de 57%.

Tabela 3.1: Padrões de concorrência e coeficiente de transmissão de imposto previsto

Estrutura	Premissas	Coeficiente
Concorrência perfeita	curva de oferta horizontal (inelástica)	100%
Concorrência perfeita	curva de oferta inclinada (elástica)	abaixo de 100%
Monopólio	curva de custo marginal constante curva de demanda linear	50%
Monopólio	curva de custo marginal constante curva de demanda com elasticidade constante	acima de 100%
Oligopólio	produto homogêneo firmas competem na quantidade interação do tipo Cournot-Nash	acima de 100% ou abaixo de 100%

Fonte: elaborado a partir de Fullerton e Metcalf (2002). Para uma discussão completa sobre estruturas de mercado e modelos de incidência de tributos vide esses autores.

A base teórica para os resultados desses estudos empíricos encontra-se em diversos modelos de tributação que analisam diferentes estruturas de concorrência. A Tabela 3.1 traz um resumo dos principais modelos teóricos e da magnitude esperada na transmissão de impostos para cada um deles.

Para concluir essa discussão sobre incidência tributária, deve-se ressaltar que no âmbito brasileiro os principais estudos em tributação estimam o peso dos tributos em diversos setores da economia por meio da mensuração das alíquotas efetivas que incidem sobre a atividade produtiva (Sampaio de Souza, 1996; Siqueira et. al. 2001) e sobre o consumo e

<sup>7</sup> Outras referências incluem Besley e Rosen (1999) e Poterba (1996). Essas referências serão descritas na Seção 4 da tese.

renda (Paes e Bugarin, 2006). Sampaio de Souza (1996) desenvolve pesquisa inédita no Brasil ao estimar os impostos indiretos efetivos em 26 setores produtivos e ao discutir seus aspectos alocativos e distributivos. Considerando aspectos de eficiência e equidade, a autora conclui que a desigualdade de renda no país justifica a diferenciação das alíquotas no imposto sobre o consumo (Sampaio de Souza, 1996). Siqueira et al. (2001) levam adiante essa discussão, acrescentando à análise de Sampaio de Souza (1996) o impacto da taxaço de bens de capital no custo de produção e separando os efeitos da taxaço direta da indireta na estimação do efeito total dos tributos. Já Paes e Bugarin (2006) analisam a incidência sobre as famílias, separando as mesmas em dez grupos de renda. Uma das conclusões do trabalho é que os tributos indiretos são neutros em relação à equidade e por isso existe oportunidade de grandes simplificações na estrutura de tributos indiretos no país.

Nesses trabalhos são analisados os aspectos alocativos e distributivos da tributação no país. O presente capítulo complementa a discussão iniciada por esses autores ao estimar empiricamente a Carga Fiscal do ICMS para o consumidor em 12 bens de consumo básico. Por exemplo, suponha que a alíquota efetiva de ICMS para um determinado bem seja equivalente a R\$ 1,00 de imposto. Uma Carga Fiscal estimada em 60% para o consumidor significa que R\$ 0,60 são pagos por ele, enquanto que os R\$ 0,40 restantes oneram a firma.

### 3.3 Modelo

Segundo Carbonnier (2007), a Carga Fiscal ( $c$ ) do consumidor pode ser definida como uma função do preço ( $p$ ) e da alíquota do imposto ( $\tau$ )<sup>8</sup>. Assim,

$$c = f(p, \tau) \tag{3.1}$$

---

<sup>8</sup>Carbonnier (2007) aplica originalmente esse modelo no mercado francês. Na França, assim como para a maioria dos países da Europa Ocidental, o imposto sobre o consumo segue o padrão de um IVA (Imposto sobre Valor Agregado), no qual o valor do imposto é calculado sobre o preço da venda, ou seja, trata-se de impostos do tipo *tax-exclusive*, nos quais a alíquota é expressa como uma fração do preço excluído imposto. Para aplicar essa metodologia no Brasil deve ser considerado que o tributo compõe a sua própria base de cálculo (conhecido como cálculo da alíquota “por dentro”), dado que este é um tributo do tipo *tax-inclusive*. Para a estimativa dos coeficientes do modelo econométrico consideram-se as alíquotas do preço de venda do bem e a alíquota final do ICMS.

O preço antes do imposto ( $q$ ) pode ser representado pela relação  $\frac{1}{q} = \frac{1+\tau}{p}$  e mudanças no imposto provocam uma variação de preço ao consumidor de  $\frac{dp}{d\tau}$ . Assim, o autor define como *proxy* da carga tributária do consumidor a função:

$$f : x \mapsto x \frac{1+\tau}{1+\tau x}, \quad (3.2)$$

$$\text{no qual } x \text{ assume o valor de } \frac{(1+\tau)}{p} \frac{dp}{d\tau}. \quad (3.3)$$

De acordo com o modelo, a Carga Fiscal dependerá da variação de preços ao consumidor e da sua relação com a variação de preços ao produtor ou firma.<sup>9</sup> Assim, para cada bem a estimação econométrica do modelo apresenta a seguinte estrutura:<sup>10</sup>

$$\Delta_t(p) = \sum_{i=1} \alpha_i \Delta_{t+1-i}(1+\tau) + \beta \Delta_{ij}(w_{custos}) + \sum_i \gamma_i \Delta_t(t_{tri\_fed}) + Tempo_t + Cidades_j + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

onde:

$$\Delta \text{ segue o padrão de um índice: } \Delta_t(Z) = \frac{Z_t - Z_{t-1}}{Z_{t-1}} \quad (3.5)$$

- $t$  designa o período de tempo;
- $j$  designa a localidade;
- $p$  designa a variável preço pós-impostos;
- $w_{custos}$  designa o índice de custo local (mão de obra - SINAPI);
- $t_{tri\_fed\_g}$  designa os tributos federais, no caso IPI, COFINS, PIS/PASEP e CPMF;
- $\tau$  designa a alíquota do ICMS no período  $t$ ;

<sup>9</sup> Carbonnier (2007) leva adiante esse desenvolvimento, no qual a variação de preços ao produtor ou

firma é igual a  $\frac{d}{dt} \frac{P}{1+\tau}$ , e assim obtêm a Carga Fiscal do consumidor

$$c = \frac{(1+\tau)}{p} \frac{dp}{dt} \left( \frac{1+\tau}{1+\tau \left( \frac{(1+\tau)}{p} \frac{dp}{dt} \right)} \right).$$

<sup>10</sup> Ver Carbonnier (2007, pp. 1.226).

- Tempo representa os efeitos temporais;
- Cidades representam os efeitos da localidade.

Já o somatório das estimativas de  $\alpha_i$  designam uma *proxy* para a variável  $x$  que é

$$x = \frac{(1+\tau)}{p} \frac{dp}{d\tau}.$$

Desse modo, por meio do parâmetro  $\alpha$  é possível estimar o percentual da Carga Fiscal do consumidor, conforme a relação (Carbonnier, 2007):

$$\text{Carga Fiscal do consumidor: } (C) = f\left(\sum_{i=1} \alpha_i\right) = \left(\sum_{i=1} \alpha_i\right) \left(\frac{1+\tau}{1+\tau \sum_{i=1} \alpha_i}\right) \quad (3.6)$$

Na função (3.6), a Carga Fiscal do consumidor é estimada a partir da somatória dos coeficientes estimados de transmissão de alíquota de ICMS (somatória até o último coeficiente significativo) representado pelo termo  $\sum_{i=1} \alpha_i$ , e considerando a alíquota média (*tax inclusive*) do ICMS no período ( $\tau$ ).

Como a variação de preços entre as localidades pode depender dos efeitos permanentes não observados das unidades de análise (Greene, 2003), uma forma de controlar os efeitos individuais não-observados é por meio de um modelo de efeito fixo (Wooldbridge, 2002; Alm et al., 2005; Besley e Rosen, 1999). A variável ‘Cidades’ procura considerar os aspectos demográficos, econômicos e jurisdicionais de cada mercado geográfico. Efeitos temporais comuns a todas as localidades, como choques macroeconômicos nos preços, são captados por meio de *dummies* anuais. (Greene, 2003). Já efeitos temporais sazonais são captados através de *dummies* trimestrais (Besley e Rosen, 1999). O uso de efeitos fixos e efeitos temporais permitem controlar parcela significativa de eventuais alterações de demanda e custos entre as unidades de observação no decorrer do tempo (Besley e Rosen, 1999).

### 3.4 Banco de Dados

Para selecionar os bens desta pesquisa foram considerados dois aspectos essenciais para a metodologia: frequência dos bens nas cestas básicas Estaduais e número de alterações de alíquotas de ICMS nestes Estados. Estas variações nas alíquotas de ICMS podem ser

encontradas entre as diferentes localidades (unidades de observação, variação *between*) para o mesmo período de observação, ou ainda dentro de cada localidade no decorrer do tempo (variação *within*) (Wooldridge, 2002).

Os bens alimentícios que apresentam o maior número de alterações de alíquotas entre os Estados apresentam grande sobreposição com o levantamento de preços do DIEESE disponíveis para 16 localidades. Essas informações estão disponíveis para 14 municípios desde julho de 1994 (Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio, São Paulo e Vitória) e para uma localidade desde janeiro de 1995 (Goiânia) e uma localidade desde setembro de 1995 (Aracaju). O DIEESE disponibiliza a relação de preços no varejo para açúcar, arroz, banana, batata, café, carne (carne de primeira: coxão duro, coxão mole e lagarto), farinha, feijão, manteiga, óleo de soja, leite pasteurizado, pão e tomate.

Adicionalmente ao banco de dados do DIEESE, o banco de dados do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) fornece informações sobre a variação percentual do preço de cerca de 400 bens em 11 localidades (Brasília, Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador, São Paulo) a partir de 1989. Porém, o número de bens presentes nas cestas básicas Estaduais em ao menos 5 localidades diferentes é bastante inferior. Além dos bens das cestas básicas Estaduais, outros bens com elevada frequência de alterações de alíquotas são bens não essenciais como fumo, cerveja, refrigerantes, perfumes e cosméticos, ou ainda bens em mercados com histórico de forte regulação como energia elétrica, telecomunicações e combustíveis.

Entre os bens que compõe a cesta básica em pelo menos 5 Estados e apresentam variações nas alíquotas de ICMS estão (além dos 14 bens da base do DIEESE): creme dental, macarrão, leite em pó, sardinha em lata e sabão.<sup>11</sup> Entre os bens que compõe as cestas básicas Estaduais, foram excluídos da análise aqueles isentos de cobrança em todos os Estados analisados (banana e tomate, caso de hortifrutis em geral), aqueles com alíquotas diferentes de ICMS em menos do que 5 Estados (como por exemplo, batata, lingüiça, vinagre, xampu, bens que apresentam 3 ou 4 alterações de alíquotas no período analisado; ou ainda cerca de 15 bens

---

<sup>11</sup> O banco de dados do IBGE apresenta algumas limitações. As informações não estão disponíveis para todas as localidades durante o mesmo período de observação. O banco de dados apresenta 'saltos' entre as observações para algumas localidades. Os dados estão disponíveis para o período de análise (julho de 1994 a junho de 2008) apenas para as localidades de Curitiba, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Entre 2006 e 2008 os dados estão disponíveis apenas em 8 localidades. Além disso, o período entre outubro de 1997 e dezembro de 1997 não se encontra preenchido para todas as localidades. Apesar dessas limitações, acreditamos que as informações do IPCA do IBGE são interessantes por considerar produtos adicionais aos da base do DIEESE.

presentes na cesta básica de 1 ou 2 Estados), aqueles cuja parte representativa das vendas se realiza em estabelecimentos que seguem o Simples Federal (leite e pão) e portanto não sofrem o efeito de alteração de alíquotas do ICMS, ou ainda aqueles isentos de ICMS na maioria dos Estados, como ovo.

Por esses motivos, os bens selecionados para esta pesquisa foram: açúcar, arroz, café, carne bovina, creme dental, feijão, leite em pó, macarrão, manteiga, óleo de soja, sabão e sardinha. É importante citar que os doze bens alimentícios utilizados nessa pesquisa representam cerca de 20% dos gastos familiares médios com alimentos no Brasil, de acordo com dados da POF (Pesquisa de Orçamentos Familiares) de 2002-2003, o que ressalta a relevância de compreender a Carga Fiscal do ICMS para os bens dessa pesquisa.

O período de análise para os bens da base do DIEESE considera julho de 1994 a junho de 2008. No caso dos bens da base do IBGE, considerou-se o período de julho de 1994 a junho de 2006, já que os dados dos demais períodos só estão disponíveis para até 8 localidades ao invés das 11 localidades originais. Como os preços podem levar alguns meses para responder as alterações de imposto, o uso de dados mensais é o mais indicado para captar as respostas defasadas e estimar a Carga Fiscal, conforme a metodologia proposta (Carbonnier, 2007). Nos dois bancos de dados, sobretudo no do IBGE, os dados não estão disponíveis para todas as localidades em todo o período de análise e portanto, conforme apontado anteriormente, trata-se de um Painel Não Balanceado.

Além das alíquotas estaduais de ICMS para os bens de cesta básica foram controladas as contribuições federais COFINS, PIS e CPMF. Conforme discutido na Seção 2, não é possível utilizar a alíquota efetiva desses tributos, pois elas incidem de forma cumulativa. Para estimar as alíquotas de COFINS e PIS foram adotadas duas premissas. Até dezembro de 2002 para o PIS e fevereiro de 2004 para a COFINS estimou-se a alíquota acumulada dessas contribuições assumindo-se quatro etapas na cadeia produtiva de todos os bens.<sup>12</sup> Depois dessas datas, assumiram-se as alíquotas do regime de valor agregado. Na especificação econométrica as três contribuições (COFINS, PIS e CPMF) foram agrupados na variável 'tributos federais' (T)<sup>13</sup>, pois essas três contribuições apresentam a mesma alíquota em todo

---

<sup>12</sup> Assume-se quatro etapas do processo produtivo e a adição de valor agregado de 50% entre as transações (três), de modo que uma alíquota nominal de 2,65% (caso da alíquota de COFINS e PIS/PASEP em 1998, por exemplo), resulte em uma alíquota estimada de 5,59%. O mesmo mecanismo foi adotado para a CPMF.

<sup>13</sup> A exclusão desta variável (imposto federal) não altera qualitativamente os resultados.

país, com variações apenas temporais. Os valores médios estimados para essa variável para cada bem podem ser conferidas na coluna Tributos Federais da Tabela 3.2.<sup>14</sup>

Para controlar os custos locais de mão de obra local foi utilizado o indicador SINAPI (Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil – do IBGE). Este indicador traz as variações percentuais no mês dos custos locais de materiais de construção e mão de obra, sendo o único disponível para o caso de 16 localidades. Já o preço final dos bens foi deflacionado pelo IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo do IBGE) e dessazonalizado pelo procedimento padrão X-11 ARIMA<sup>15</sup>. A Tabela 3.2 traz a estatística descritiva das principais variáveis do modelo.

Tabela 3.2: Estatística Descritiva das Principais Variáveis do Modelo

Produto	ICMS (média)	Evolução da Alíquota de ICMS (média anual)					Preço	Tributos Federais
		1994	1997	2000	2003	2006		
Açúcar	0,098 (0,052)	0,133 (0,050)	0,101 (0,053)	0,090 (0,052)	0,094 (0,047)	0,083 (0,047)	1,43 (0,351)	0,066 (0,020)
Arroz	0,097 (0,041)	0,121 (0,042)	0,103 (0,042)	0,088 (0,042)	0,096 (0,035)	0,091 (0,042)	1,86 (0,407)	0,041 (0,029)
Café	0,103 (0,045)	0,141 (0,042)	0,104 (0,047)	0,088 (0,043)	0,101 (0,039)	0,094 (0,042)	11,35 (3,349)	0,066 (0,020)
Carne bovina	0,094 (0,049)	0,110 (0,049)	0,097 (0,046)	0,084 (0,049)	0,098 (0,048)	0,085 (0,052)	9,51 (1,256)	0,066 (0,020)
Creme dental	0,172 (0,020)	0,175 (0,005)	0,175 (0,005)	0,170 (0,017)	0,170 (0,017)	0,164 (0,022)	1,91 (0,224)	0,086 (0,039)
Feijão	0,091 (0,045)	0,121 (0,042)	0,098 (0,048)	0,083 (0,047)	0,085 (0,037)	0,080 (0,042)	2,83 (0,841)	0,041 (0,029)
Leite em pó	0,146 (0,073)	0,172 (0,019)	0,155 (0,041)	0,145 (0,058)	0,137 (0,051)	0,111 (0,061)	16,95 (2,795)	0,066 (0,020)
Macarrão	0,128 (0,065)	0,143 (0,033)	0,138 (0,039)	0,118 (0,052)	0,125 (0,040)	0,103 (0,063)	4,20 (0,829)	0,066 (0,020)
Manteiga	0,129 (0,046)	0,154 (0,032)	0,140 (0,044)	0,134 (0,043)	0,121 (0,045)	0,107 (0,049)	14,98 (2,614)	0,066 (0,020)
Óleo de soja	0,109 (0,045)	0,125 (0,049)	0,101 (0,047)	0,097 (0,038)	0,096 (0,035)	0,148 (0,038)	2,49 (0,537)	0,066 (0,020)
Sabão	0,145 (0,020)	0,166 (0,024)	0,151 (0,042)	0,142 (0,042)	0,133 (0,046)	0,129 (0,044)	1,71 (0,277)	0,066 (0,020)
Sardinha	0,137 (0,069)	0,158 (0,024)	0,140 (0,046)	0,134 (0,058)	0,130 (0,052)	0,125 (0,056)	14,47 (2,212)	0,066 (0,020)

Fonte: elaborado a partir de DIEESE (2008), IBGE (2008), Receita Federal (2009) e regulamentos estaduais do ICMS (CONFAZ, 2008).

Em parêntesis: desvio padrão.

ICMS e Tributos Federais em alíquotas centesimais.

Preço em R\$ deflacionado com base em junho de 2008 e dessazonalizado.

Custo para Base DIEESE apresenta média geral 0,0069 e desvio padrão de 0,013.

Custo para Base IBGE apresenta média geral 0,0103 e desvio padrão de 0,0156.

<sup>14</sup> Os valores estimados para essas contribuições neste estudo estão entre os valores estimados por Viol et. al. (2002), pág. 16; e Paes e Bugarin (2006), pág. 715.

<sup>15</sup> Para uma discussão de métodos de dessazonalização vide Picchetti (2003). A única estimativa de Carga Fiscal que muda substancialmente com a dessazonalização da série de preços é o do feijão. Para os demais bens as diferenças de resultados entre as séries (dessazonalizada ou não) são estatisticamente insignificantes.

### 3.5 Análise dos Dados

A presente metodologia usa dados longitudinais (diferentes unidades de análise que são os municípios) e dados mensais (de julho de 1994 a junho de 2008) para cada um dos produtos em análise. Em relação aos dados, deve-se estar atento a violações das premissas do modelo linear clássico, que podem gerar estimadores viesados e/ou não consistentes (Greene, 2003). Sucintamente devem ser analisados quatro fatores. Primeiro, deve-se examinar se a série de preços é estacionária ou não (Greene, 2003). Em segundo lugar, deve-se identificar se existe autocorrelação dos resíduos, ou seja, se os termos de erros apresentam dependência temporal (Beck e Katz, 1995). Em terceiro, deve investigar se os termos de erro entre as unidades de análise (localidades) apresentam diferentes variâncias entre si, mas são constantes dentro de cada unidade. E por fim, deve-se analisar se os termos de erro de uma unidade estão correlacionados com os termos de erro de outra(s) unidade(s) durante o mesmo período de tempo, a chamada correlação entre os grupos (Beck e Katz, 1995; Greene, 2003).

O resumo dos resultados se encontra na Tabela 3.3. Em geral, após deflacionar e dessazonalizar a série de preços das mercadorias, os testes apontam presença de autocorrelação em 5 dos 12 bens analisados, heterocedasticidade entre os grupos em todos os bens, correlação entre as unidades nos 12 bens e ausência de raiz unitária para os dados de preço em todos os produtos. Esse último resultado era esperado, pois o formato dos parâmetros, conforme definido em (6), segue a estrutura de um índice e apresenta efeito estatístico similar a uma transformação de primeira diferença.

Para abordar essas possíveis violações do modelo linear clássico, o método empregado deve abordar essas questões e os testes estatísticos devem ser robustos. Para isso, é empregada a metodologia proposta por Beck e Katz (1995), conhecida como *Panel Corrected Standard Error* (PCSE). Segundo esta abordagem, como as estimativas OLS dos coeficientes ainda são consistentes, elas devem ser retidas, mas os erros padrões devem ser substituídos por erros padrões corrigidos por painel (Beck e Katz, 1995). Dessa forma, os coeficientes do PCSE são os mesmos coeficientes do POLS ou do Painel de Efeito Fixo (já que foram usadas dummies para controlar os efeitos locais), o que muda é o cálculo do erro padrão. Para estimar o erro padrão robusto é empregada uma correção por meio da matriz de correlação contemporânea,



tratando dessa forma o problema da correlação entre as unidades.<sup>16</sup> As propriedades assintóticas dessa matriz convergem à medida que o período de observações aumenta (à medida que T tende ao infinito), de modo que essa especificação é consistente para casos no qual o período de análise é bastante superior ao número de unidades (Estados) analisado (Greene, 2003). A autocorrelação é corrigida pelo método de Prais-Winsten (ver também Alm et al., 2009) para os cinco bens que rejeitaram a hipótese de não correlação (feijão, leite em pó, macarrão, manteiga, óleo de soja).

Tabela 3.3: Testes Estatísticos

Bens	H0: Assume ausência de erros esféricos			
	Raiz Unitária <sup>1</sup>	Não Autocorrelação <sup>2</sup>	Homocedasticidade <sup>3</sup>	Não correlação entre unidades <sup>4</sup>
Açúcar	(0,0000) rejeita H0	(0,3287) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0
Arroz	(0,0000) rejeita H0	(0,9944) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0
Café	(0,0000) rejeita H0	(0,5772) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0
Carne	(0,0000) rejeita H0	(0,1136) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular
Creme dental	(0,0000) rejeita H0	(0,3354) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular
Feijão	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	0,000 rejeita H0
Leite em pó	(0,0000) rejeita H0	(0,0002) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular
Macarrão	(0,0000) rejeita H0	(0,0017) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular
Manteiga	(0,0000) rejeita H0	(0,0085) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0
Óleo	(0,0000) rejeita H0	(0,0368) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	(0,0000) rejeita H0
Sabão	(0,0000) rejeita H0	(0,4742) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular
Sardinha	(0,0000) rejeita H0	(0,2097) não rejeita H0	(0,0000) rejeita H0	matriz singular

Obs: Em parêntesis resultados do p-valor.

<sup>1</sup> Teste de Fischer (Phillip-Perron) com coeficiente para Raiz Unitária em Painel (Maddala-Wu,1999).

<sup>2</sup> Teste de Wooldridge (2002) para Autocorrelação em Painel.

<sup>3</sup> Teste de Wald modificado (Baum, 2001).

<sup>4</sup> Teste LM de Breusch Pagan (Baum, 2001).

Estatística F para autocorrelação e chi-quadrada para heterocedasticidade e correlação entre grupos.

<sup>16</sup> Para calcular a matriz de covariância no PCSE parte-se do modelo OLS. Como este continua consistente (apesar de não ser o mais eficiente), os resíduos do OLS são usados para estimar cada elemento i e j de  $\hat{\Sigma}$ , a partir de  $\hat{\Sigma}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{i,t} e_{j,t}}{T}$ . Cada matriz  $\hat{\Sigma}_{i,j}$  compõe a diagonal da matriz estimada de covariância  $\hat{\Omega}$ . Assim, obtêm-se a matriz de covariância de painel corrigido  $[\beta] = (X'X)^{-1} X' \hat{\Omega} X (X'X)^{-1}$ . (Beck e Katz, 1995).

### 3.6 Resultados

A fim de se obter a estimativa da carga tributária do consumidor deve-se considerar a somatória dos coeficientes de transmissão de imposto até o último período significativo (Carbonnier, 2007). Os resultados com a variável de transmissão de imposto até a última defasagem significativa estão na Tabela 3.4.

Conforme descrito na subseção 3.3, o cálculo da Carga Fiscal do Consumidor (C) segue:

$$(C) = \left( \sum_{i=1} ICMS_i \right) \left( \frac{1 + \tau}{1 + \tau \sum_{i=1} ICMS_i} \right)$$

No qual,  $\Sigma ICMS$  representa a somatória até o último coeficiente significativo. Dessa forma, seja, por exemplo, o cálculo de (C) para ‘sabão’: de acordo com os resultados da Tabela 3.4, o último (e nesse caso também o único) coeficiente significativo é o da segunda defasagem. Assim, o termo  $\Sigma ICMS$  para sabão é obtido pela soma dos coeficientes estimados de transmissão de ICMS até a última defasagem significativa:

$$\Sigma ICMS = (0,158) + (-0,025) + (0,244) = 0,3768$$

Já o termo  $\tau$  representa a alíquota média (cálculo “por dentro”) do tributo para o bem em todas as localidades durante o período analisado. No caso de sabão,  $\tau = 0,165$ .

Assim, a Carga Fiscal do bem é resultado do produto:

$$(C) = (0,3768) \left( \frac{1 + 0,165}{1 + (0,165)(0,3768)} \right)$$

Resolvendo, obtém-se:

$$(C) = 0,413$$

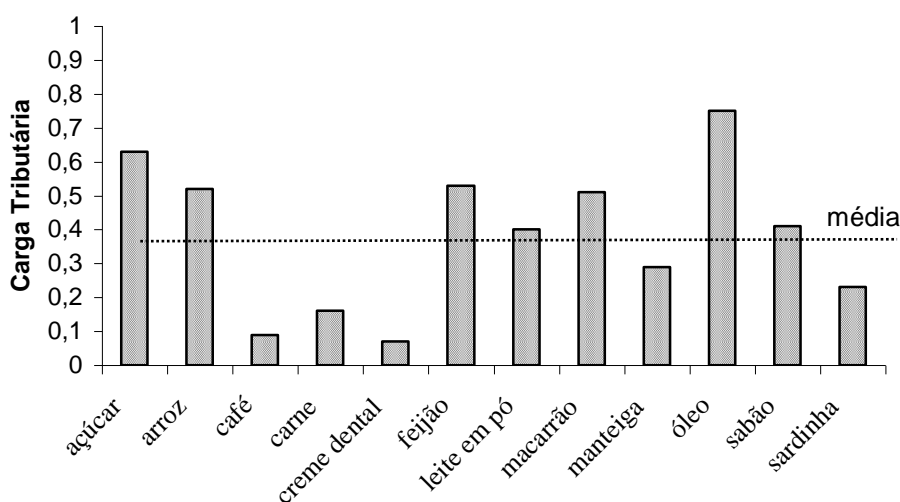
Portanto, Carga Fiscal do consumidor para sabão equivale a 41,3%.

Seguindo esse procedimento, a Carga Fiscal estimada para o consumidor nos 12 bens ficou entre 7% (creme dental) e 75% (óleo de soja). A Carga Fiscal média estimada para o consumidor entre os 12 bens pesquisados é de 38%. Em seis dos bens pesquisados a carga tributária estimada para o consumidor é bem próxima da média, com resultados entre 29% (manteiga) e 53% (feijão). A Carga Fiscal da firma pode ser obtida diretamente da Carga Fiscal do consumidor, sendo o resultado a diferença entre 100% e a carga estimada do

consumidor. Assim, a Carga Fiscal da firma é estimada entre 93% (creme dental) e 25% (óleo de soja). A Figura 3.1 representa graficamente a Carga Fiscal estimada para o consumidor.

A Tabela 3.4 mostra que, mesmo se tratando de 12 bens essenciais, os bens que apresentam menor possibilidade de substituição e portanto, devem contar com demanda menos elástica, são aqueles bens com maior valor estimado de Carga Fiscal para o consumidor, caso de açúcar, arroz, feijão, macarrão e óleo de soja. Por outro lado, alguns bens com maior possibilidade de substituição, e portanto demanda mais elástica, como carne bovina, manteiga e sardinha em lata apresentam menor valor estimado de Carga Fiscal ao consumidor. Esses resultados estão de acordo com a teoria de incidência tributária discutida na subseção 3.2.

Figura 3.1: Carga Fiscal Estimada ao Consumidor por Bens



Obs: período de julho de 1994 a dezembro de 2006 para creme dental, leite em pó, macarrão, sabão e sardinha; demais bens: julho de 1994 a junho de 2008.

Ainda conforme discutido na subseção 3.2, além das elasticidades da oferta e demanda de cada bem, a estrutura de concorrência de mercado também influencia a distribuição da carga entre firmas e consumidores. As estimativas de Carga Fiscal do consumidor abaixo de 100% para todos os bens da amostra sugerem a hipótese de mercados não competitivos, mais especificamente oligopólio.<sup>17</sup> Em mercados oligopolistas, ao contrário do mercado competitivo, as firmas extraem uma parcela maior do excedente do consumidor e assim arcam com uma maior parcela da carga tributária (Carbonnier, 2007).

<sup>17</sup> Não é possível descartar a hipótese de mercados competitivos com a curva de oferta inclinada. Porém, esse resultado parece pouco provável, considerando-se que as vendas em grandes capitais dos bens desta pesquisa está concentrada em grandes redes varejistas, mais suscetíveis à concorrência imperfeita.

Tabela 3.4: Coeficientes do Modelo e Estimativa da Carga Fiscal do Consumidor

	<b>Açúcar</b>	<b>Arroz</b>	<b>Café</b>	<b>Carne</b>	<b>Creme dental</b>	<b>Feijão</b>
<b>ICMS<sub>t</sub></b>	0,605*** (0,189)	0,493** (0,198)	0,401*** (0,137)	0,079 (0,123)	-0,263 (0,258)	0,509* (0,307)
<b>ICMS<sub>t-1</sub></b>	-0,009 (0,247)	0,162 (0,216)	0,105 (0,141)	-0,172 (0,132)	-0,040 (0,258)	0,181 (0,318)
<b>ICMS<sub>t-2</sub></b>	0,188 (0,249)	0,135 (0,207)	-0,428*** (0,140)	0,236* (0,131)	0,037 (0,257)	0,451 (0,317)
<b>ICMS<sub>t-3</sub></b>	-0,080 (0,245)	0,094 (0,216)	-0,045 (0,139)	-0,049 (0,133)	0,146 (0,258)	-0,082 (0,311)
<b>ICMS<sub>t-4</sub></b>	-0,072 (0,252)	-0,101 (0,218)	0,085 (0,139)	-0,087 (0,131)	-0,214 (0,181)	0,090 (0,309)
<b>ICMS<sub>t-5</sub></b>	0,058 (0,252)	-0,095 (0,218)	-0,070 (0,139)	-0,117 (0,131)	0,392** (0,181)	-0,016 (0,325)
<b>ICMS<sub>t-6</sub></b>	-0,074 (0,229)	0,032 (0,212)	0,111 (0,136)	-0,164 (0,128)	-0,008 (0,242)	-0,053 (0,315)
Trib. Federais	-0,034 (0,083)	0,018 (0,073)	0,264*** (0,043)	0,089*** (0,032)	-0,464 (0,403)	0,005 (0,088)
Custos	0,445*** (0,077)	0,310*** (0,067)	0,350*** (0,041)	0,375*** (0,029)	-0,107* (0,059)	0,248** (0,125)
$\tau$ (alíquota md)	10,9%	10,7%	11,5%	10,9%	20,1%	10,0%
$\Sigma\beta_{ICMS}=1$	rejeita	rejeita	rejeita	rejeita	não rejeita	não rejeita
p-valor	0,037**	0,011**	0,000***	0,000***	0,115	0,1030
<b>Carga<sup>1</sup> ( C )</b>	<b>63,0%</b>	<b>51,9%</b>	<b>8,6%</b>	<b>15,5%</b>	<b>6,9%</b>	<b>53,3%</b>
<b>Carga<sup>2</sup> ( C )</b>	<b>63,0%</b>	<b>51,9%</b>	<b>-3,1%</b>	<b>25,5%</b>	<b>42,9%</b>	<b>53,3%</b>

	<b>Leite em Pó</b>	<b>Macarrão</b>	<b>Manteiga</b>	<b>Óleo</b>	<b>Sabão</b>	<b>Sardinha</b>
<b>ICMS<sub>t</sub></b>	-0,020 (0,304)	0,078 (0,098)	0,210 (0,195)	0,086 (0,114)	0,158 (0,131)	0,031 (0,155)
<b>ICMS<sub>t-1</sub></b>	-0,036 (0,304)	0,190* (0,099)	-0,028 (0,200)	0,147 (0,171)	-0,025 (0,132)	-0,072 (0,155)
<b>ICMS<sub>t-2</sub></b>	-0,368 (0,307)	0,020 (0,099)	-0,100 (0,202)	0,027 (0,176)	0,244* (0,131)	0,013 (0,156)
<b>ICMS<sub>t-3</sub></b>	0,163 (0,314)	-0,059 (0,097)	-0,196 (0,196)	0,114 (0,175)	-0,095 (0,111)	0,148 (0,157)
<b>ICMS<sub>t-4</sub></b>	0,632** (0,284)	0,007 (0,096)	0,377* (0,195)	-0,000 (0,177)	-0,074 (0,110)	0,310* (0,177)
<b>ICMS<sub>t-5</sub></b>	-0,087 (0,290)	0,014 (0,097)	0,213 (0,196)	0,057 (0,177)	-0,049 (0,116)	0,154 (0,180)
<b>ICMS<sub>t-6</sub></b>	-0,049 (0,293)	0,230** (0,113)	0,005 (0,191)	0,297* (0,168)	-0,013 (0,116)	-0,372** (0,178)
Trib. Federais	-2,905 (1,980)	-0,099 (0,518)	0,054 (0,039)	0,067 (0,075)	0,251 (0,360)	-0,592 (0,601)
Custos	-0,120 (0,355)	-0,005 (0,033)	0,382*** (0,038)	-0,017 (0,020)	0,004 (0,030)	-0,046 (0,079)
$\tau$ (alíquota md)	15,1%	14,1%	14,8%	12,2%	16,5%	14,8%
$\Sigma\beta_{ICMS}=1$	não rejeita	rejeita	rejeita	não rejeita	rejeita	rejeita
p-valor	0,4160	0,089*	0,061*	0,618	0,007***	0,073*
<b>Carga<sup>1</sup> ( C )</b>	<b>40,4%</b>	<b>51,4%</b>	<b>29,2%</b>	<b>74,9%</b>	<b>41,3%</b>	<b>23,5%</b>
<b>Carga<sup>2</sup> ( C )</b>	<b>66,0%</b>	<b>44,9%</b>	<b>40,6%</b>	<b>32,1%</b>	<b>27,0%</b>	<b>-7,2%</b>

Obs: números em parêntesis indicam valores da estatística t robusta;

\* nível de significância de 10%; \*\* nível de significância de 5%; \*\*\* nível de significância de 1%;

Todas as regressões incluem variáveis de controle Tempo e Cidade.

Carga<sup>1</sup> ( C ): considerando-se a somatória dos coeficientes até o último significativo.

Carga<sup>2</sup> ( C ): considerando-se apenas os coeficientes significantes.

Nesse contexto é relevante testar se a Carga Fiscal é estatisticamente diferente de 100%. Como a função para estimar a carga prevê a soma do parâmetro de transmissão do imposto até a última defasagem significativa, elaborou-se o teste *t* para testar a hipótese nula de que a somatória dos  $\beta$ 's até a última defasagem significativa é igual a um.<sup>18</sup> É esse o resultado exibido na Tabela 3.4, na quarta linha de baixo para cima. Nesse caso, identifica-se que para 8 dos 12 bens analisados, com exceção de creme dental, feijão, leite em pó e macarrão, pode-se rejeitar a hipótese nula de que a carga tributária do consumidor seja igual a 100% com ao menos 10% de significância.

Alguns resultados merecem comentários particulares. São o caso de café, carne, e creme dental, bens que possuem as menores Cargas Fiscais em relação à média estimada dos 12 bens. Apesar da ausência de dados para explorar características específicas de cada mercado, sabe-se que a informalidade no mercado de carnes é elevada e isso pode afetar os resultados estimados.<sup>19</sup> Em relação a café, é difícil explicar o resultado negativo na terceira defasagem, mas a estimativa com uma única defasagem de, aproximadamente 48% de Carga Fiscal, é mais próxima da média da pesquisa e este resultado parece razoável. Já para creme dental, a Carga Fiscal estimada ao consumidor se mostrou a mais baixa entre os bens considerados. Esse resultado significa que alterações na alíquota de ICMS têm pouco efeito sobre o preço pago pelo consumidor, ou seja, a maior parte da Carga Fiscal de creme dental recai sobre a firma. Como o mercado brasileiro de cremes dentais é bastante concentrado, no qual os dois maiores fabricantes apresentam participação de cerca de 70% (ver Gazeta Mercantil, 2005), esse resultado sugere que as firmas extraem uma parcela maior do excedente do consumidor e assim arcam com uma maior parcela da carga tributária em acordo com Carbonnier (2007). De qualquer forma, mesmo os resultados com os bens do banco de dados do IBGE (creme dental, leite em pó, macarrão, sabão, sardinha) devem ser lidos com precaução, devido às limitações do banco de dados conforme ressaltado na subseção 3.4.

---

<sup>18</sup> Neste procedimento foi realizado o teste conjunto de Wald para testar se a somatória dos coeficientes ( $\sum \beta_{\text{ICMS}}=1$ ) até o último valor estimado significativo é equivalente a um. Essa abordagem soma os respectivos desvios padrões e considera a matriz de variância/covariância dos coeficientes.

<sup>19</sup> Segundo Azevedo e Bankuti (2001), o abate clandestino representa 50% da produção nacional.

### 3.6.1 Robustez

Os bens selecionados para essa pesquisa, sobretudo os alimentícios, podem apresentar muitas oscilações de preços. Para obter estimativas consistentes é importante controlar as variações de oferta e de demanda desses bens. Os efeitos fixos e os custos específicos de cada localidade captam parte da variação da demanda. Adicionalmente, os dados de preços dessa pesquisa estão dessazonalizados. É importante citar que os resultados em 11 dos 12 bens são próximos na especificação com os dados dessazonalizados em comparação com resultados obtidos com os dados apenas deflacionados. A única diferença significativa se deu em feijão, no qual o resultado dos dados não dessazonalizados indicou uma Carga Fiscal próxima a 200%, resultado pouco crível.

Já para verificar se eventuais choques na oferta dos bens estão sendo adequadamente controlados pela variável temporal, realizou-se uma especificação adicional com a variável de controle preço pago ao produtor sobre a matéria-prima em sete (bens da base do DIEESE) dos bens analisados. O preço pago ao produtor é isento de impostos e por isso essa variável pode ser usada como controle sem necessidade de alterar a especificação. Com essa variável de controle na especificação, os resultados de uma forma geral se mantêm e não apresentam diferença significativa.<sup>20</sup>

Já o número de defasagens selecionado (seis) para a variável do coeficiente de transmissão do imposto foi obtido por meio de testes AIC/BIC (*Akaike information criterion/Schwartz ou Bayesian information criterion*) que indicam a especificação mais adequada segundo os critérios de aderência ou ajustamento do modelo.

Por fim, é importante levantar a hipótese se alterações de preços de bens considerados substitutos ou complementares decorrentes ou não de mudanças tributárias podem provocar efeito substituição e alteração nos preços dos bens sob análise e afetar o resultado dessa pesquisa. Argumenta-se aqui que, os bens analisados compõem as cestas básicas de vários Estados e foram classificados dessa maneira devido o seu baixo grau de substituição, de forma que os bens são pouco elásticos em relação aos preços dos outros bens se comparados com outros bens da cesta de consumo das famílias. Pesquisa de Menezes, Silveira, and Azzoni (2008) reforça essa hipótese e identifica que os bens alimentícios estão entre os bens que apresentam menor elasticidade preço-demanda, próximas as do cigarro. Trabalhos com

---

<sup>20</sup> Esses resultados estão no Apêndice A.1.

metodologia semelhante também ignoram esta questão (Poterba, 1996 e Besley e Rosen, 1999).

### 3.7 Conclusão

Com base na metodologia desenvolvida por Carbonnier (2007) este trabalho apresenta estimativas da Carga Fiscal para 12 bens no mercado brasileiro. Os resultados encontrados demonstram que em pelo menos 9 dos 12 bens analisados a parcela do consumidor na distribuição da Carga Fiscal está entre 23% e 75%. A estimativa da distribuição da Carga Fiscal entre firmas e consumidores complementa a literatura de incidência tributária no país, onde os trabalhos mais relevantes analisam as alíquotas efetivas dos tributos (Sampaio de Souza, 1996; Siqueira et al., 2001; Paes e Bugarin, 2006). Ainda, a Carga Fiscal do consumidor nos bens analisados é inferior a 100%, resultado também encontrado por Carbonnier (2007) e Delipalla e O'Donnell, (2001); e em sintonia com um dos resultados previstos em modelo de incidência tributária para oligopólios.

Esses resultados apresentam importantes implicações para políticas públicas. Alterações das alíquotas de impostos sobre a venda, como é o caso do ICMS, podem não atingir o consumidor com a mesma magnitude da alteração da alíquota. Foram encontradas fortes evidências empíricas de que esse é o caso na maioria dos bens analisados. Tais evidências lançam dúvidas quanto ao impacto de medidas de desoneração de tributos indiretos para o bem estar dos consumidores. Mais importante, a análise dos efeitos distributivos de políticas públicas também vai além da questão da distribuição da Carga Fiscal. Envolve a avaliação do uso da receita tributária e os seus impactos no bem estar dos agentes econômicos (Fullerton e Metcalf, 2002). Estudos adicionais poderiam ser realizados com o propósito de aprofundar a discussão a respeito da estrutura de concorrência de cada mercado e mesmo para outros bens com bastante importância no orçamento das famílias e também no volume de arrecadação tributária, tais como combustíveis, energia elétrica e telecomunicações.

#### 4. INCIDÊNCIA FISCAL E AJUSTES DOS PREÇOS EM BENS DA CESTA BÁSICA

Uma premissa central na literatura de incidência fiscal é que mudanças nas alíquotas tributárias são repassadas para os preços das mercadorias independente da direção da alteração do tributo: aumentos e diminuições de alíquotas dos impostos afetam os preços na mesma magnitude. Em outras palavras, se o impacto de uma alteração de tributo equivale a um Real, os preços deveriam aumentar ou diminuir no mesmo montante, de modo que aumento e diminuição de alíquota apresentem o mesmo coeficiente de transmissão. Conforme destacado por Blundell (2009), existe uma lacuna de estudos empíricos em incidência fiscal discutindo se esse impacto é mesmo simétrico.

Por outro lado, uma crescente literatura sobre o comportamento dos preços a ajustes de custos considera a hipótese de respostas assimétricas dos preços dependendo da direção do ajuste. De fato, muitos estudos assinalam que as firmas respondem mais rapidamente a aumentos de custos do que a diminuição dos mesmos, fenômeno conhecido como “foguetes e penas” (*rockets and feathers*, no original em inglês). Esse resultado é encontrado por diversos autores, entre eles Peltzman (2000) que analisou o mercado de 77 bens de consumo, Ward (1982) que estudou o mercado de hortifrutis; e Borenstein, Cameron e Gilbert (1997) que analisaram o mercado de combustíveis.<sup>21</sup>

Nesta Seção é discutida essa lacuna na literatura empírica, e procura-se investigar não somente o coeficiente de transmissão das alíquotas de tributos sobre os preços, mas também se esses respondem de maneira assimétrica a essas alterações, dependendo da direção das mudanças fiscais. Neste sentido, tem-se conhecimento apenas que Carbonnier (2005) analisa empiricamente a transmissão de tributos *ad-valorem* aos preços considerando separadamente movimentos de aumento e diminuição de alíquotas. Porém, diferentemente deste autor, cuja análise foca em apenas três alterações de tributos federais na França, este capítulo traz informações em painel de dados para tributos do tipo *ad-valorem* para dez bens que compõe as cestas básicas em 16 Estados do Brasil para o período de 1994-2008. A cesta a ser analisada é composta de bens perecíveis (carne, leite, manteiga, pão) e não perecíveis (açúcar, arroz, café, farinha, feijão, óleo de soja).

---

<sup>21</sup> Todos os trabalhos se referem ao mercado dos Estados Unidos da América (E.U.A.). Para um sumário dos estudos de resposta assimétrica dos preços decorrentes de choques de custos vide Frey e Manera (2007).



Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>22</sup>, estes bens representam em média 4,3% dos gastos domiciliares totais e 25,4% dos gastos domiciliares com alimentos em 2003. Com efeito, espera-se que famílias de menor renda comprometam proporcionalmente mais dos seus orçamentos com gastos em alimentação do que as famílias de maior renda. No Brasil, por exemplo, as famílias no grupo de menor renda (abaixo de R\$ 400) gastam em média 35% do seu orçamento com alimentos, enquanto que as famílias no grupo com maior renda (acima de R\$ 6.000) gastam o equivalente a aproximadamente 15% do orçamento. Esses dados ressaltam o aspecto redistributivo de tributos indiretos no Brasil que são fonte importante de receita fiscal no país (vide Seção 2), porém tendem a onerar mais as famílias de menor renda no caso de alimentos.

A partir de 1º de julho de 1992, um convênio do CONFAZ (Conselho Nacional de Política Fazendária), determinou que os Estados e o Distrito Federal poderiam definir quais produtos compõem a cesta básica e qual a base de cálculo reduzida a ser considerada para incidência do ICMS. Esse convênio forneceu a base legal para uma alteração (exógena) na tributação dos produtos definidos a cada Estado como componentes da cesta básica. As alterações na base de cálculo do ICMS são equivalentes a reduções específicas de alíquotas de ICMS para esses produtos. Desse modo, houve variação nas alíquotas de impostos indiretos de origem exógena nas unidades de observação (produtos de cesta básica) em diferentes momentos do tempo. Esta variação exógena dos impostos permite medir qual o impacto de alterações na taxação indireta sobre o consumidor.

Para este estudo, a abordagem empírica está dividida em duas etapas. Na primeira, é estimada a incidência tributária dos dez bens da amostra. Os resultados revelam que alterações de alíquotas do ICMS são repassadas para os bens em menor magnitude em relação à alteração do tributo. Na segunda etapa, é testado se aumentos de alíquotas dos tributos afetam os preços em diferentes magnitudes quando comparado com diminuições das alíquotas. Os resultados indicam que os preços pós-impostos seguem diferentes trajetórias de ajustes. A estimativa do coeficiente de transmissão do tributo depende da direção da mudança fiscal: após aumentos de tributos, foram encontrados três casos de transmissão superior a magnitude de alteração das alíquotas para os preços. Já após a diminuição de alíquotas só foram encontrados casos de transmissão inferior da alteração da alíquota para os preços. Esses resultados são importantes pois fornecem evidências empíricas que o impacto de medidas de

---

<sup>22</sup> Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003.

formuladores de políticas públicas que alterem a carga fiscal depende do sinal das mudanças de alíquotas.

O restante desta Seção 4 está estruturado da seguinte forma: na próxima subseção são discutidos brevemente o mercado de alimentos e a cesta básica no Brasil. Algumas hipóteses a respeito de incidência tributária e sobre o comportamento assimétrico dos preços são descritas na sequência. Depois, discute-se a metodologia, descrevendo o modelo, o banco de dados e a metodologia de estimação. Por fim, são apresentados os resultados e a conclusão desta Seção.

#### 4.1 Cesta Básica e Mercado de Alimentos no Brasil

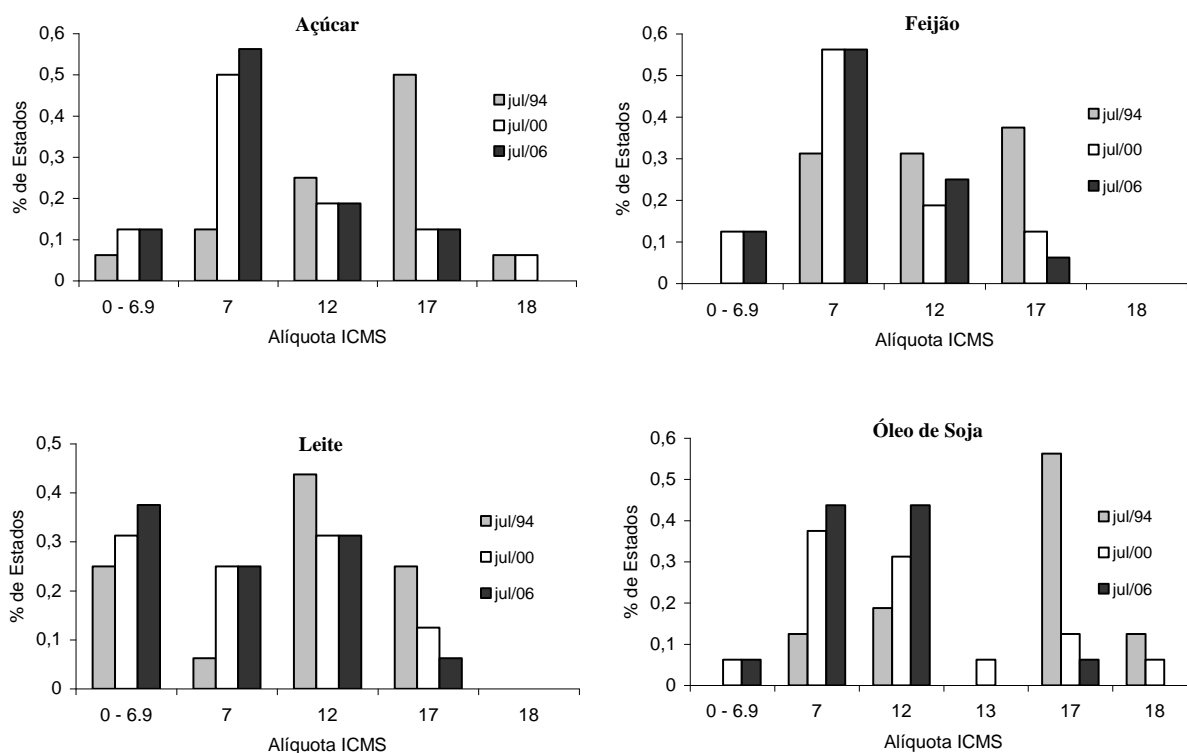
Em 1938, o Ato Federal Número 399 definiu as mercadorias que formavam a cesta básica nacional com base naquelas que deveriam proporcionar uma dieta balanceada para um adulto com “quantidade mínima de proteínas, calorias, ferro, cálcio e fósforo”. Essa cesta nacional é composta por: açúcar, arroz, banana, batata, café, carne bovina, farinha, feijão, leite, manteiga, óleo de soja, pão e tomate. Conforme já descrito na Seção 2, um convênio do CONFAZ (Conselho Nacional de Política Fazendária) com vigência a partir de 1º de julho de 1992, forneceu a base legal para uma alteração (exógena) na tributação dos produtos definidos a cada Estado como componentes da cesta básica. Esta variação exógena dos impostos permite medir qual o impacto de alterações na taxa indireta sobre o consumidor e ocorreram sobretudo em dez dessas mercadorias, já que banana, batata e tomate são, assim como a maioria dos hortifrutis, isentos de ICMS em quase todos os Estados.<sup>23</sup>

A Figura 4.1 traz quatro gráficos que apresentam as distribuições das alíquotas de ICMS para quatro bens selecionados: açúcar, feijão, leite e óleo de soja. A figura mostra: um aumento de participação de alíquotas menores do tributo no decorrer do tempo e os diferentes padrões de distribuições de alíquotas entre os mercados. Por exemplo, enquanto em 2006, quase 50% dos Estados analisados impunham uma alíquota de 7% de ICMS em açúcar, no leite essa participação era próxima a 25%.

---

<sup>23</sup> De fato, banana e tomate são isentos de ICMS para todas as localidades dessa pesquisa. Já batata apresenta variação de ICMS em três localidades. Porém, para o período de análise, existem dados disponíveis de preços deste bem apenas em nove localidades. Por esse motivo, batata foi excluída da lista.

Figura 4.1: Distribuição das Alíquotas Estaduais de ICMS de 1994 a 2006



Fonte: elaboração própria a partir de Regulamentos Estaduais de ICMS

Já em relação à indústria de alimentos no Brasil, pode-se descrever o grau de concentração como baixo ou médio de acordo com o bem analisado. Conforme mostra a Tabela 4.1, a análise de participação de mercado das quatro maiores indústrias para cada bem analisado assinala uma participação de mercado entre 17% e 48%, caso da indústria produtora de açúcar e óleo de soja respectivamente. Já o varejo no Brasil, diferentemente da indústria de alimentos vem passando por um período de concentração. De acordo com a Associação Brasileira de Supermercados (ABRAS), de 1996 a 2006, a participação de mercado das cinco maiores redes passou de 26% para 41%. No caso de cidades mais populosas, caso das localidades dessa pesquisa, essa tendência ainda é maior. Em São Paulo, por exemplo, as cinco maiores redes de supermercado responderam por cerca de 71% das vendas em 2006. Como a maior parte da Carga Tributária do ICMS está na etapa de venda do varejo, o estudo da transmissão de imposto pode refletir o grau o poder de mercado nessa etapa da cadeia de produção.

Tabela 4.1: Participação de Mercado dos Líderes na Indústria de Alimentos no Brasil

Bem	Participação das Maiores Firms				C4
	1	2	3	4	
Feijão	1,3%	1,1%	1,0%	0,9%	4,4%
Carne	19,1%	18,9%	13,2%	11,4%	62,6%
Manteiga	7,5%	6,2%	6,1%	4,0%	23,8%
Café	19,2%	N/A	N/A	N/A	34,0%
Farinha	20,9%	9,5%	7,5%	6,5%	44,3%
Leite	11,8%	6,0%	3,4%	1,4%	22,6%
Arroz	13,4%	4,6%	4,2%	3,0%	25,2%
Óleo de Soja	26,5%	8,5%	8,5%	4,2%	47,7%
Açúcar	10,9%	2,5%	1,7%	1,5%	16,6%

Fonte: Secretaria do Acompanhamento Econômico (SEAE) para feijão (1998), manteiga (2007), café (2006), farinha (2007), leite (2006), arroz (1998) e açúcar (2006) e Azevedo, Chaddad e Farina (2004) para carne (1999) e óleo de soja (2000).

#### 4.2. Hipóteses teóricas para assimetria de preços

Uma limitação da premissa que a incidência tributária recai exclusivamente sobre os consumidores é que existem diversas justificativas teóricas para esperar que os preços respondam de maneira incompleta as mudanças de custos, incluindo alterações tributárias. Primeiro, no modelo de competição perfeita, se houver custos marginais crescentes, alterações monetárias decorrentes de mudanças nas alíquotas são transmitidas em menor proporção aos preços. Esse resultado é diferente do caso de custos marginais constantes, no qual é esperado que alterações monetárias decorrentes de mudanças nas alíquotas sejam transmitidas na mesma proporção aos preços. Em segundo lugar, em mercados com competição imperfeita, conforme discutido por Delipalla e Keen (1992), a transmissão de tributos em menor proporção aos preços pode ocorrer para o caso de uma função de demanda linear (ou log côncava) dependendo da elasticidade de demanda cruzada entre os bens.

Para este estudo, apesar de não existir informação disponível a respeito das margens de *mark-up* e de preços a jusante e a montante da cadeia, são testadas três hipóteses teóricas para discutir os resultados de resposta assimétrica dos preços encontradas no varejo, a saber: custos de estocagem, custos de aprendizado e pesquisa do consumidor e estrutura de mercado.

Hipótese 1: os preços reagem de maneira assimétrica a alterações dos tributos devido a custos de estocagem.

Em relação a custos de estoques, para Blinder (1982) quando as firmas enfrentam custos marginais crescentes de estocagem, haverá comportamento assimétrico dos preços. Isso decorre de um fato simples: se as firmas possuem instalações de armazenagem flexíveis, elas podem absorver choques de demanda de curto prazo pois essas firmas conseguem gerenciar os seus níveis de estocagem. De maneira oposta, respostas assimétricas dos preços surgem quando as firmas não possuem essa flexibilidade e enfrentam custos marginais crescentes de estocagem. Esta teoria ajuda a discutir os resultados de bens perecíveis em contraposição aos não perecíveis.

Hipótese 2: os preços reagem de maneira assimétrica a alterações dos tributos devido a custos de aprendizado e pesquisa do consumidor.

Benabou e Gertner (1993) foram os primeiros a associar o comportamento de pesquisa de preços do consumidor a definição de equilíbrio dos preços. Para esses autores, o aumento nos custos de pesquisa dos preços pode aumentar temporariamente o poder de mercado de varejistas e indústrias e pode dar origem ao ajuste assimétrico de preços. Mais recentemente Lewis (2005) aborda essa questão, destacando a existência de um preço de pesquisa de referência. No modelo deste autor, o consumidor considera em suas expectativas em torno de preços futuros o comportamento previamente observado dos preços. Se os preços estiverem caindo, é provável que os consumidores diminuam suas pesquisas, já que a recompensa dessa atividade é menor. Com menos consumidores pesquisando, as firmas enfrentam menor competição e podem subir as suas margens. Portanto, no caso de choques negativos sobre os preços, firmas têm a oportunidade de aumentar as suas margens e diminuir os preços apenas o suficiente para desestimular a pesquisa dos consumidores.

Hipótese 3: os preços reagem de maneira assimétrica devido ao poder de mercado da indústria.

Carlton (1986) é um dos primeiros autores a ressaltar que quanto maior o grau de concentração das indústrias em um mercado, mais tempo um preço fica sem alteração. Em outras palavras, maior a rigidez de preços nesses casos. Mais recentemente, Borenstein e Shepard (2002) encontram evidências que firmas com poder de mercado ajustam os preços com menor frequência do que firmas que atuam em mercados competitivos. Adicionalmente, Atkinson e Burstein (2008), dentro de um contexto de comércio internacional, elaboram um modelo com competição imperfeita e *mark-up* variável e observam que mudanças de custos são transmitidas menos que proporcionalmente aos preços.

Essas referências teóricas para o comportamento assimétrico dos preços complementam a discussão iniciada em Besley e Rosen (1999) segundo a qual, do ponto de vista teórico é

possível encontrar diversos padrões de reações dos preços depois de alterações de tributos, pois esses resultados dependem das elasticidades de oferta e demanda dos bens. É importante acrescentar que trabalho recente empírico encontra apenas limitada evidência de retornos constantes de escala na indústria de alimentos. Bhuyan e Lopez (1997), analisam 40 indústrias de alimentos no mercado dos E.U.A. e encontram que, enquanto apenas sete indústrias apresentam retornos constantes de escala, 20 indústrias são caracterizadas por retornos crescentes de escala e 13 indústrias apresentam retornos decrescentes de escala em suas funções de custos. Millán (1999) investiga a indústria de alimentos na Espanha e encontra resultados similares. Portanto, diferentes padrões de transmissão de tributos são possíveis no contexto de oligopólio (sobre ou sub-transmissão de tributos sobre os preços), bem como no contexto de um mercado competitivo (sobre ou plena transmissão), considerando que as funções custo não apresentem retornos constantes de escala como deve ser o caso da indústria de alimentos.

#### 4.3 Modelo

A base para a discussão metodológica segue a forma reduzida inicialmente proposta por Besley e Rosen (1999). Os autores utilizaram informações de preços no varejo do segundo trimestre de 1982 ao terceiro trimestre de 1990 para 12 bens em 155 diferentes localidades que tiveram alguma alteração na tributação estadual, para verificar como os impostos afetam os preços, controlando demais fatores que afetam os mesmos, como por exemplo, custos (Besley e Rosen 1999).

Com pequenas alterações essa metodologia foi utilizada posteriormente por outros autores - em indústrias que também tiveram alguma mudança na tributação - para o setor de bebidas (Young e Bielinska-Kwapisz, 2002), para o setor de gasolina (Alm et al., 2009), para o setor de tabaco (Stuntz, 2007) ou ainda para vários setores (Carbonnier, 2005). Modelo similar, porém considerando a hipótese da variação percentual de preço (inflação) ao invés de variações absolutas de preço foi desenvolvida anteriormente por Poterba (1996). A Tabela 4.2 descreve as principais variações do modelo de Besley e Rosen (1999) explorados empiricamente.

Tabela 4.2: Quadro resumo de aplicações do modelo

autor	preço	especificação	teste	significado
Besley&Rosen	antes do imposto	regride log p em $\delta$	$\beta = 0$	var log do preço contra var proporcional do imposto
Carbonnier	depois do imposto	regride $\Delta p$ em $\Delta\delta$	$\beta = 100\%$	var relativa do p X var relativa do imposto
Poterba	depois do imposto	regride $\pi$ em $\Delta\delta$	$\beta = 1$	inflação (var relativa do p) X var relativa do imposto
Alm	depois do imposto	regride p em $\delta$	$\beta = 1$	var do preço X var do valor \$ do imposto
Young	depois do imposto	regride p em $\delta$	$\beta = 1$	var do preço X var do percentual do imposto
Stuntz	depois do imposto	regride p em $\delta$	$\beta = 1$	var do preço X var do percentual do imposto

Fonte: elaboração própria a partir dos autores acima

Na abordagem proposta por Besley e Rosen a hipótese nula é que as indústrias são competitivas no longo prazo com curva de oferta horizontal. Por isso, espera-se que todos os ajustes de preços pós-impostos reflitam apenas as diferenças em taxas, se as demais variáveis são constantes (Besley e Rosen, 1999).

O modelo baseado em Besley e Rosen (1999) segue a seguinte especificação:

$$\ln p_{ijt} = \beta_{1i}\tau_{ijt} + \beta_{2i}C_{ijt} + \beta_{3i}T_{it} + cidade_{ij} + tempo_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (4.1)$$

Onde:

- $i$  designa o mercado do bem;
- $j$  designa o município;
- $t$  designa o período do tempo.

Em relação as variáveis do modelo, tem-se:

- $\tau$  designa a alíquota do imposto sobre venda (ICMS);
- $C$  representa as variáveis observáveis que refletem oscilações de custos espaciais e intertemporais;
- $T$  designa a alíquota de tributos federais;
- $Cidade$  representa os efeitos dos municípios;
- $Tempo$  representa os efeitos temporais;
- $\varepsilon$  representa o termo de erro ruído branco.

Trata-se de uma especificação semi-logarítmica, na qual uma variação centesimal (deve-se multiplicar por 100) absoluta nas variáveis explicativas corresponde a uma variação percentual na variável explicada  $p$  (preço do varejo pós imposto do bem), controlando o efeito fixo para tempo e cidade.

De todos esses parâmetros o de maior interesse é o  $\beta_{1i}$ , que trata a questão se o efeito do imposto é transmitido em igual magnitude no preço do produto ou não. Diferente de Besley e Rosen (1999), como nesta pesquisa o preço utilizado inclui impostos, a hipótese nula

é que  $\beta_i = 1$  para os casos de mercado com concorrência perfeita, pois assim o coeficiente não altera o “peso” da magnitude do imposto no preço final do produto. Um ponto importante a ser destacado é que  $\beta_i$  é independente do município, só varia segundo  $i$ , ou seja, o mercado do bem o que reforça a necessidade de controlar o efeito município (Besley e Rosen, 1999). O parâmetro C de custo reflete variáveis observáveis de variações nos custos das firmas. Besley e Rosen se utilizam de *proxies* para estimar esses componentes variáveis de custos, como valores de aluguéis, salário mínimo e energia elétrica (Besley e Rosen, 1999).

Além das alíquotas estaduais de ICMS para os bens de cesta básica foram controladas as contribuições federais COFINS, PIS e CPMF. Conforme descrito na Seção 2 não é possível calcular a alíquota efetiva dessas taxas, pois elas incidem de forma cumulativa. Para estimá-las foi adotada a premissa de quatro etapas na cadeia produtiva. Depois de estimadas, as três modalidades de contribuição foram agrupadas em uma única variável (denominada T). Agrupar as três variáveis é razoável, pois essas se constituem em taxas federais, cumulativas e com alíquota comum para as 16 localidades do estudo, mudando apenas no decorrer do tempo. Os resultados indicaram que os tributos federais apresentam um efeito positivo em oito bens analisados, porém não significantes nos preços. Os resultados para os testes de *Wald* e Verossimilhança (teste LR) indicaram que com exceção do coeficiente estimado para café, não é possível rejeitar que o parâmetro estimado para tributo federal seja diferente de zero com 5% de nível de significância em pelo menos um dos dois testes. Os resultados encontram-se na Tabela 4.3 abaixo. Por isso, optou-se por retirar essa variável do modelo.

Tabela 4.3: Testes se o coeficiente estimado para Tributo Federal é igual a zero (Wald) ou se adição da variável Tributo Federal resulta em uma melhoria significativa na especificação (LR).

Bem	Wald	Teste LR
Feijão	0,120	0,696
Carne	0,160	0,126
Pão	0,820	0,236
Manteiga	0,064*	0,035**
Café	0,034**	0,000**
Farinha	0,061*	0,1260
Leite	0,981	0,648
Arroz	0,972	0,126
Óleo de soja	0,074*	0,070*
Açúcar	0,845	0,262

Obs: em parênteses estão os  $p$  valores. \*nível de significância de 10%; \*\* nível de significância de 5%.

Fonte: elaboração própria



Seguindo procedimento adotado por Besley e Rosen (1999), a variável preço foi deflacionada por um indicador de inflação, no caso o IPCA do IBGE. Adicionalmente a variável preço foi dessazonalizada seguindo ajustes multiplicativos<sup>24</sup> e também foram adotadas *dummies* trimestrais para controlar eventuais efeitos sazonais nos dados usados nessa pesquisa.

Em relação aos custos específicos de cada localidade, utilizou-se o indicador de custos do SINAPI (Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil) calculado pelo IBGE. Este indicador foi escolhido porque fornece as variações percentuais mensais nos custos locais de mão-de-obra e materiais de construção e por ser o único dado de custo disponível para as 16 localidades.

Além dos efeitos individuais não observados, deve-se considerar eventuais efeitos temporais no preço, como choques macroeconômicos comuns a todas as unidades de análise (Greene, 2003; Besley e Rosen, 1999). Por esse motivo foram incluídas especificações com *dummies* de ano no modelo. *Dummies* de tempo possibilitam uma melhor modelagem do termo de erro, pois permitem captar os efeitos temporais constantes não consideradas em outras variáveis da especificação (Greene, 2003).

#### 4.4 Banco de Dados

De acordo com a metodologia adotada, devem ser selecionados os bens da cesta básica que tiveram alterações de alíquotas na maioria das localidades de análise. Os bens mais encontrados nas cestas básicas desses 16 Estados apresentam grande sobreposição com os bens da cesta básica do DIEESE e por esse motivo ele será o banco de dados utilizado para a pesquisa.

O DIEESE tem disponível o preço médio mensal desses bens para 14 localidades desde julho de 1988 (Belém, Belo Horizonte, Brasília, Curitiba, Florianópolis, Fortaleza, João Pessoa, Natal, Porto Alegre, Recife, Rio, São Paulo e Vitória) e para 16 localidades desde

---

<sup>24</sup> Dados de preços são dessazonalizados utilizando-se o program de ajustes sazonais X-11 do *U.S. Bureau of the Census*. Os dados foram primeiro deflacionados e depois dessazonalizados, já que variações monetárias costumam apresentar um padrão de variabilidade maior e mais irregular em comparação com variações sazonais.

setembro de 1995 (mais Aracajú e Goiânia). Para análise foi selecionado o período sem hiperinflação – pós Plano Real – de julho de 1994 a junho de 2008.

Tabela 4.4: Estatística Descritiva do Preço e do Imposto sobre a Consumo (ICMS)

Produto	Unidade	Preço (em R\$)		Alíquota ICMS			
		média	desvio padrão	média	desvio padrão	mínimo	máximo
açúcar	1 kg	1,42	0,37	0,098	0,052	0	0,180
arroz	1 kg	1,86	0,44	0,097	0,041	0	0,170
café	1 kg	11,35	3,35	0,103	0,045	0	0,180
carne	1 kg	9,42	1,51	0,094	0,049	0	0,170
farinha	1 kg	1,69	0,40	0,088	0,050	0	0,170
feijão	1 kg	2,81	0,90	0,091	0,045	0	0,170
leite (tipo C)	1 litro	1,51	0,24	0,081	0,056	0	0,170
manteiga	1 kg	14,87	2,96	0,129	0,046	0	0,180
óleo de soja	0,9 litro	2,54	0,65	0,109	0,045	0	0,180
pão	1 kg	4,88	0,88	0,119	0,048	0	0,170

Fonte: elaboração própria a partir do DIEESE e Secretarias Estaduais da Fazenda

Total de Observações : 2.660

Período: jul/94 à jun/08

Obs: a variação percentual de custo (SINAPI) apresentou média nas localidades de 0,0069 e desvio padrão de 0,013.

A Tabela 4.4 traz a estatística descritiva para preços e impostos sobre esses produtos. Embora a alíquota média seja próxima entre os produtos, ao redor de 10%, o intervalo é elevado, variando de 0% à 18% dependendo do Estado.<sup>25</sup>

As alíquotas seguem uma ligeira tendência de queda no período analisado para os bens da cesta básica. A Tabela 4.5 traz um resumo dos principais movimentos de alterações de alíquotas de ICMS por bens e localidades. Os movimentos se constituem em alterações expressivas no montante das alíquotas.

<sup>25</sup> As alíquotas nominais de ICMS mais frequentes são 0%, 7%, 12%, 17% e 18%. As variações se dão quase sempre em torno desses valores.

Tabela 4.5: Quadro Resumo de Alterações de Alíquotas do ICMS

Bem	Nº de localidades com ao menos uma alteração	Número de alterações por bem		
		Total	Aumento	Diminuição
Açúcar	12	20	4	16
Arroz	10	19	5	14
Café	13	26	8	18
Carne	10	21	6	15
Farinha	14	27	6	21
Feijão	11	22	6	16
Leite	8	15	4	11
Manteiga	11	17	3	14
Óleo de soja	14	25	7	18
Pão	9	17	4	13

Fonte: elaboração própria a partir dos regulamentos estaduais de ICMS (Confaz, 2008).

Comparando com a base de dados usados por Besley e Rosen, o banco de dados dessa pesquisa apresenta duas vantagens e uma desvantagem. A primeira vantagem diz respeito a maior magnitude de variações de alíquotas do imposto, tanto no tempo quanto entre *cross-sections*. O coeficiente de variação temporal está entre 0,122 para pão (produto com menor variação) e 0,335 para feijão (produto com maior variação), com média geral de 0,234 para os 10 produtos contra 0,11 de coeficiente de variação temporal da média do imposto geral na pesquisa de Besley e Rosen (1999). Já o coeficiente de variação entre as *cross-sections* fica entre 0,412 (em julho de 1995) e 0,443 (em julho de 2005) contra 0,21 em um típico trimestre selecionado na amostra desses autores (Besley e Rosen, 1999). A segunda vantagem trata das características dos produtos: são todos bens essenciais quase homogêneos, com pequenas diferenças de atributos entre si.

A desvantagem está relacionada ao baixo número de localidades desse estudo (16) em comparação com o estudo citado (155). Porém, estudo semelhante foi realizado para 8 Estados dos EUA por Poterba (1996) e por Delipalla e O'Donnell (2001) para 12 países da União Européia. Ademais, diferente do caso dos EUA, os tributos sobre o consumo de mercadorias no Brasil são federais ou estaduais, nunca municipais. Então um maior número de localidades do mesmo Estado acrescenta pouca informação a pesquisa devido à ausência de variação de alíquotas de imposto. Assim, trata-se de amostra representativa: são 16 capitais estaduais do total de 27 capitais dos Estados e a população dessas 16 cidades representam cerca de 20,25% da população do país (IBGE, 2007).

Muitas pesquisas realizadas nos EUA, incluindo Besley e Rosen (1999) empregam dados do ACCRA (*American Chamber of Commerce Research Association*). Os dados do ACCRA são bastante usados pois disponibilizam informações trimestrais sobre o custo de

vida e os preços de várias cidades do país (Young e Bielinska-Kwapisz, 2002). Quando disponível, outros autores preferem dados mensais (Alm et. al., 2009; Borestein et. al. 1997), defendendo seu uso para obter uma avaliação mais precisa da velocidade de ajuste dos preços (Alm et. al., 2009). Aqui, como as alterações das alíquotas se dão em vários meses diferentes, optou-se por manter os dados no período mensal, preservando a variação original.

#### 4.5 Metodologia

Para obter uma estimativa consistente das relações econométricas, são analisadas as presenças de erros não esféricos nos dados, o que inclui: correlação serial, heterocedasticidade em grupo, correlação contemporânea entre unidades e teste para a estacionaridade das séries de preços. Para verificar autocorrelação em Painel é aplicado o teste de Wooldridge (2002). Os resultados apontam que a hipótese nula de ausência de autocorrelação é rejeitada para todos os bens. Adicionalmente, o teste de Wald modificado rejeita a hipótese nula de homocedasticidade entre grupos, assim como o teste estatístico do Multiplicador de Lagrange (LM) de Breusch e Pagan identificam a presença de correlação contemporânea entre unidades de análise para todos os dez bens. A hipótese nula desses três testes estatísticos é rejeitada para todos os bens com 99% de nível de significância. Um método econométrico que aborda as questões de heterocedasticidade entre grupos e correlação contemporânea entre as unidades é proposto por Beck e Katz (1995), e é conhecido como “*panel corrected standard error*” (PCSE). Este método sugere manter as estimativas dos coeficientes por Mínimos Quadrados Ordinários (*ordinary least square*, no original em inglês) porém substituir os erros padrões por erros padrões corrigidos por Painel (PCSE). Segundo essa metodologia, os erros padrões são estimados por meio de um estimador *within* que considera a informação contida na matriz de correlação, produzindo erros padrões robustos.<sup>26</sup>

Por fim, testes de raiz unitária em Painel não rejeita a hipótese que todas as séries de preços são não estacionárias para nove dos dez bens analisados (a única exceção é farinha).<sup>27</sup> Por isso, para obter estacionaridade, as variáveis são usadas em primeira diferença. Adicionalmente, a primeira diferença aborda a autocorrelação das séries. Assim, é feita a re-

---

<sup>26</sup> Para uma discussão mais detalhada da metodologia de PCSE vide Apêndice B.3.

<sup>27</sup> Os resultados dos testes estatísticos se encontram no Apêndice B.1.

parametrização da função (4.1) na qual as variáveis dependentes e independentes passam a ser medidas em diferenças, como segue na função (4.1.A):

$$\Delta \ln p_{ijt} = \beta_{1i} \Delta \tau_{ijt} + \beta_{2i} \Delta c_{ijt} + \Delta time_t + \Delta \varepsilon_{ijt}, \quad (4.1.A)$$

Na qual:

$$\Delta P_{ijt} \equiv P_{ijt} - P_{ijt-1}; \Delta \tau_{ijt} \equiv \tau_{ijt} - \tau_{ijt-1}; \Delta c_{ijt} \equiv c_{ijt} - c_{ijt-1}; \Delta \varepsilon_{ijt} \equiv \varepsilon_{ijt} - \varepsilon_{ijt-1}$$

Para investigar a resposta assimétrica dos preços, todas as alterações de alíquotas do tributo são divididas em duas novas variáveis, segundo movimentos de aumento e diminuição dos preços. Isso está representado na função (4.2):

$$\Delta \ln p_{ijt} = \beta_{1i} \Delta \tau_{ijt}^+ + \beta_{2i} \Delta \tau_{ijt}^- + \beta_{3i} \Delta c_{ijt} + \Delta time_t + \Delta \varepsilon_{ijt}, \quad (4.2)$$

Na qual:

$$\Delta \tau_{ijt}^+ = \max\{\Delta \tau_{ijt}, 0\} \text{ e } \Delta \tau_{ijt}^- = \min\{\Delta \tau_{ijt}, 0\}$$

Esta especificação não aborda as relações de longo prazo entre custos e preços. Uma especificação mais robusta será utilizada na subseção 4.7. Por enquanto, a função (4.2) é utilizada como ponto de partida para analisar a eventual assimetria de preços.

## 4.6 Resultados

### 4.6.1 Coeficientes de Transmissão do ICMS

Os resultados para o coeficiente de transmissão do imposto e testes de hipóteses são apresentados na Tabela 4.6. Para testar a hipótese nula de transmissão completa de tributo ao preço, um teste de hipótese  $t$  bi-caudal é realizado para verificar se o parâmetro estimado é equivalente a um ou não. As estimativas sugerem que o ICMS afeta de maneira incompleta os preços, dado que o coeficiente de transmissão fica abaixo de um em todos os bens pesquisados. O maior coeficiente de transmissão na função (1) é encontrado para arroz, para o qual um coeficiente estimado de 0,55 sugere uma alteração de alíquota do ICMS equivalente a dez centavos, altera o preço final do bem no montante de 5,5 centavos. Açúcar, café, feijão, manteiga e pão também apresentam coeficientes de transmissão de ICMS diferentes de zero com nível de significância de 1%. Leite e óleo de soja também apresentam coeficientes positivos, porém não estatisticamente diferentes de zero. Para carne e farinha, o coeficiente

estimado é negativo, porém não é significativamente de zero para farinha. Os resultados sugerem que as mudanças nas alíquotas de farinha, leite e óleo de soja não afetam os preços desses bens no varejo.

Os parâmetros de custo local (SINAPE) são positivos (conforme esperado) e estatisticamente diferentes de zero com 1% de nível de significância para oito dos dez bens analisados e com 5% de nível de significância para feijão. Um coeficiente estimado de 0,4 para feijão, por exemplo, sugerem que um aumento de dez centavos dos custos locais de mão de obra e construção civil impactam os preços finais em cerca de quatro centavos. Os coeficientes estimados para esta variável entre os bens são bastante próximos. A exceção de óleo de soja (coeficiente estimado de 0.02), todos os coeficientes estão entre 0.40 e 0.61. A pequena variação de faixa dos coeficientes estimados para esta variável reforça a consistência dessa informação como uma boa aproximação para os custos locais.

Os resultados para a especificação em primeira diferença (função 4.1.A) são similares. Com exceção do menor valor estimado para a transmissão de ICMS para manteiga, o coeficiente de transmissão de tributo e as variáveis de controle para os demais bens não apresentam diferenças significantes. De maneira oposta, quando a estimativa para assimetria (função 4.2) é utilizada, os resultados indicam diferentes padrões de transmissão de preços depois de aumentos das alíquotas de ICMS. Além de sub-transmissão da alíquota encontrada para seis bens, são encontradas evidências de transmissão completa para farinha, feijão e manteiga e sobre-transmissão para açúcar. Esses resultados são mais próximos aos encontrados por Besley e Rosen (1999). O banco de dados desses autores se caracteriza por uma maior participação do aumento de alíquotas de tributos (pag. 164, Besley e Rosen, 1999) e estão mais próximos dos resultados desta pesquisa quando considerados apenas os movimentos de aumento das alíquotas. Se a análise se concentrar no parâmetro de transmissão para diminuições das alíquotas de ICMS, observa-se resultado de sub-transmissão do tributo para todos os bens da amostra. Os resultados sugerem que o parâmetro de transmissão do tributo dependem da direção da mudança fiscal. Na subseção 4.7, esse resultado será examinado em um modelo mais parcimonioso.

Tabela 4.6: Resultados dos Coeficientes Estimados  
 Variável dependente: log natural do preço pós imposto

	Coeficiente de Transmissão da Alíquota		Padrão de Transmissão		Teste t bi-caudal: $\beta_{ICMS}=1$				Custo Local (SINAPE)					
	(4.1)	(4.1.A) (4.2) ICMS+ (4.2) ICMS-	(4.1)	(4.1.A) (4.2) ICMS+ (4.2) ICMS-	(4.1)	(4.1.A) (4.2) ICMS+ (4.2) ICMS-	(4.1)	(4.1.A) (4.2) ICMS-	(4.1)	(4.1.A) (4.2)				
Feijão	0,487*** (0,166)	0,365 (0,625)	0,474* (0,271)	sub	sub	completa	sub	3,095*** (0,002)	2,173** (0,031)	1,016 (0,311)	1,941*** (0,054)	0,373*** (0,144)	0,304** (0,123)	0,304** (0,123)
Carne	-0,251*** (0,062)	0,086 (0,188)	0,061 (0,135)	sub	sub	sub	sub	20,303*** (0,000)	8,275*** (0,000)	4,984*** (0,000)	6,701*** (0,000)	0,456*** (0,036)	0,433*** (0,029)	0,433*** (0,029)
Pão	0,255*** (0,099)	0,111 (0,132)	0,190 (0,261)	sub	sub	sub	sub	7,530*** (0,000)	6,722*** (0,000)	3,100*** (0,002)	5,969*** (0,000)	0,427*** (0,038)	0,382*** (0,032)	0,381*** (0,032)
Manteiga	0,506*** (0,129)	0,192 (0,175)	2,195*** (0,759)	sub	sub	<b>sobre</b>	sub	3,829*** (0,000)	4,611*** (0,000)	1,576 (0,117)	5,151*** (0,000)	0,451*** (0,043)	0,388*** (0,035)	0,388*** (0,035)
Café	0,375*** (0,098)	0,347*** (0,111)	0,295 (0,271)	sub	sub	sub	sub	6,364*** (0,000)	5,892*** (0,000)	2,602*** (0,010)	5,297*** (0,000)	0,407*** (0,046)	0,370*** (0,036)	0,370*** (0,036)
Farinha	-0,173 (0,124)	-0,008 (0,146)	1,142*** (0,398)	sub	sub	<b>sobre</b>	sub	9,438*** (0,000)	6,917*** (0,000)	0,358 (0,721)	7,324*** (0,000)	0,405*** (0,052)	0,364*** (0,045)	0,363*** (0,045)
Leite	0,003 (0,095)	-0,101 (0,110)	0,368 (0,328)	sub	sub	sub	sub	10,490*** (0,000)	10,028*** (0,000)	1,930* (0,056)	10,202*** (0,000)	0,502*** (0,029)	0,473*** (0,028)	0,473*** (0,028)
Arroz	0,551*** (0,121)	0,443*** (0,171)	0,243 (0,441)	sub	sub	sub	sub	3,705*** (0,000)	3,253*** (0,001)	1,719* (0,088)	2,786*** (0,006)	0,456*** (0,087)	0,340*** (0,064)	0,340*** (0,064)
Óleo de soja	0,045 (0,081)	0,100 (0,107)	0,199 (0,351)	sub	sub	sub	sub	11,803*** (0,000)	8,409*** (0,000)	2,281** (0,024)	5,497*** (0,000)	0,013 (0,033)	-0,024 (0,021)	-0,024 (0,021)
Açúcar	0,495*** (0,106)	0,456*** (0,163)	2,917*** (0,596)	sub	sub	<b>sobre</b>	sub	4,745*** (0,000)	3,332*** (0,001)	3,215*** (0,002)	4,521*** (0,000)	0,604*** (0,093)	0,490*** (0,073)	0,489*** (0,072)

Obs: em parênteses desvio-padrão robusto (PCSE)

\* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%;

(4.1) Função Incidência.

Número de observações 2.660;

Regressões incluem efeitos temporais e efeitos fixos.

(4.1.A) Função incidência em primeira diferença. (4.2) Função assimetria em primeira diferença

Número de observações 2.644;

Regressões incluem efeitos temporais em primeira diferença.

Fonte: elaboração própria.

#### 4.6.2 Robustez

Algumas discussões adicionais podem ser feitas a respeito do resultado. Bens alimentícios costumam apresentar grandes variações de preços. Assim, o controle de custos é essencial para garantir a robustez dos resultados. Não existe banco de dados com informação sobre os custos da matéria-prima desses bens para todas as localidades e o período analisado. Dados nacionais estão disponíveis na Embrapa (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária), mas não para todos os bens ou para o período da amostra dessa pesquisa. Porém, o IEA (Instituto de Economia Agrícola) do Estado de São Paulo tem disponível o preço pago ao produtor para todos esses bens desde julho de 1994.

O preço pago ao produtor é uma forma adequada para captar eventuais choques de oferta desses bens. Outra vantagem é que o preço pago ao produtor se encontra na primeira etapa da cadeia produtiva e ainda não sofreu qualquer tipo de tributação. Usar o preço pago ao produtor de uma localidade para as demais é sem dúvida uma limitação, porém deve-se destacar um fato: a correlação entre o preço pago ao produtor no Estado de São Paulo e no Brasil é elevada, para leite, por exemplo, a correlação é de 99% para o período entre 1998 e 2006 (Embrapa, 2009; IEA, 2009).

Com o acréscimo da variável preço pago ao produtor ( $f$ ) a especificação segue:

$$\ln p_{ijt} = \beta_{1i} \tau_{ijt} + \beta_{2i} C_{ijt} + \beta_{3i} f + cidade_{ij} + tempo_{it} + \varepsilon_{ijt} \quad (4.3)$$

Os resultados estão na coluna (A) da tabela 4.7. Observa-se que os coeficientes de transmissão das alíquotas do ICMS são próximos aos obtidos pela função (4.1.A). A diferença principal é encontrada para arroz, na qual o coeficiente estimado de transmissão cai para 0,36 em relação ao coeficiente prévio de 0,44, o que ainda indica sub-transmissão do tributo ao preço final. Os coeficientes estimados para a transmissão do preço da matéria-prima (ou preço pago ao produtor), são estatisticamente diferentes de zero com 1% de nível de significância. O mesmo nível de significância é encontrado para os coeficientes estimados dos custos locais de sete bens, porém agora a magnitude estimada do coeficiente é menor em sete bens. Esse resultado é esperado, já que a matéria-prima deve representar uma parcela importante dos preços de bens alimentícios, e sua inclusão no modelo indica menor parcela do peso dos custos de mão de obra local no preço final dos bens.



Tabela 4.7: Resultados dos Coeficientes (inclui matéria prima)  
 Var. dep.: primeira diferença do  $\ln$  do preço pós imposto

	(A)	(B)	(C)	(D)
Feijão	0,495** (0,239)	0,269** (0,109)	0,271*** (0,041)	2,110** (0,037)
Carne	0,094 (0,111)	0,472*** (0,029)	0,122*** (0,024)	8,157*** (0,000)
Pão	0,124 (0,131)	0,311*** (0,033)	0,103*** (0,018)	6,675*** (0,000)
Manteiga	0,195 (0,175)	0,371*** (0,034)	0,216*** (0,036)	4,601*** (0,000)
Café	0,330*** (0,109)	0,030 (0,052)	0,117*** (0,019)	6,146*** (0,000)
Farinha	-0,010 (0,146)	0,359*** (0,046)	-0,010*** (0,003)	6,931*** (0,000)
Leite	-0,108 (0,110)	0,463*** (0,027)	0,138*** (0,029)	10,071*** (0,000)
Arroz	0,361** (0,168)	0,355*** (0,058)	0,301*** (0,048)	3,813*** (0,000)
Óleo de soja	0,103 (0,101)	-0,033* (0,019)	0,289*** (0,037)	8,859*** (0,000)
Açúcar	0,405** (0,162)	0,487*** (0,070)	0,345*** (0,072)	3,682*** (0,000)

Obs: (A) Coeficiente de transmissão do ICMS. (B) Custo Local.

(C) Preço matéria prima. (D) Teste t bi-caudal: coef. ICMS = 1.

Em parênteses desvio-padrão robusto (PCSE)

\* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%;

Número de observações 2.644;

Regressões incluem efeitos temporais em primeira diferença.

Fonte: elaboração própria.

Outra possível limitação dos resultados está relacionada a eventuais efeitos cruzados dos preços nas demandas dos bens. Conforme ressalta Besley e Rosen (1999), alterações nas alíquotas de ICMS dos bens podem afetar os preços de outros bens por meio de interações na demanda ou nos custos. Eventuais efeitos cruzados significativos colocariam em dúvida se os valores estimados para  $\beta_{1g}$  poderiam ser vistos como os efeitos independentes dos tributos nos preços. Para verificar esta hipótese, é feita uma regressão adicional na qual são acrescentadas como variáveis explicativas todas as alíquotas de ICMS, separadamente, de cada bem na especificação. Apesar da limitação de colinearidade parcial, essa regressão alternativa apresenta resultados similares a regressão principal. Para a função 4.1.A, o nível de significância dos parâmetros estimados é preservado, e apenas para um bem (açúcar) existe uma queda relevante no nível de significância do coeficiente do parâmetro de transmissão.

Tabela 4.8: Resultados dos Coeficientes de Transmissão Cruzadas  
Var. dep.: primeira diferença do  $\ln$  do preço pós imposto

Bem	Coeficiente de Transmissão do ICMS										
	Feijão	Carne	Pão	Manteiga	Café	Farinha	Leite	Arroz	Óleo de soja	Açúcar	Custo local
Feijão	0,908* (0,516)	-0,626 (0,392)	1,439*** (0,506)	-0,216 (0,408)	0,091 (0,405)	-0,101 (0,470)	-0,267 (0,567)	-0,862 (0,774)	0,222 (0,355)	0,022 (0,508)	0,305** (0,123)
Carne	0,167 (0,156)	0,349** (0,154)	0,465*** (0,157)	-0,383*** (0,141)	0,238* (0,125)	0,114 (0,136)	0,186 (0,240)	-1,028*** (0,240)	0,052 (0,115)	-0,294* (0,157)	0,435*** (0,029)
Pão	-0,191 (0,186)	0,033 (0,174)	0,112 (0,175)	-0,183 (0,164)	0,147 (0,153)	0,350** (0,167)	-0,326 (0,223)	-0,178 (0,270)	0,114 (0,121)	0,112 (0,187)	0,382*** (0,032)
Manteiga	0,296 (0,269)	-0,326 (0,232)	0,516** (0,248)	0,200 (0,252)	0,423* (0,232)	-0,480* (0,248)	0,391* (0,226)	0,177 (0,393)	-0,172 (0,205)	-0,530* (0,308)	0,387*** (0,035)
Café	-0,413* (0,220)	0,362* (0,199)	0,331 (0,208)	0,054 (0,200)	0,618*** (0,179)	0,023 (0,195)	0,030 (0,223)	0,200 (0,323)	-0,110 (0,167)	-0,712*** (0,235)	0,372*** (0,036)
Farinha	-0,129 (0,303)	-0,229 (0,226)	0,263 (0,266)	-0,271 (0,220)	0,455** (0,196)	0,263 (0,257)	0,738*** (0,233)	-0,346 (0,411)	0,009 (0,190)	-0,775** (0,315)	0,366*** (0,045)
Leite	0,008 (0,138)	-0,056 (0,149)	-0,001 (0,152)	0,017 (0,146)	0,027 (0,127)	0,117 (0,126)	-0,058 (0,169)	-0,164 (0,214)	0,124 (0,123)	-0,120 (0,191)	0,474*** (0,028)
Arroz	-0,123 (0,223)	0,284 (0,206)	0,033 (0,254)	0,031 (0,237)	0,004 (0,223)	0,085 (0,211)	0,217 (0,282)	0,137 (0,355)	0,065 (0,191)	-0,084 (0,241)	0,341*** (0,064)
Óleo de soja	-1,234*** (0,289)	-0,114 (0,208)	0,299 (0,219)	-0,034 (0,197)	0,029 (0,190)	0,981*** (0,244)	-0,081 (0,245)	0,702* (0,402)	0,073 (0,177)	-0,270 (0,247)	-0,022 (0,021)
Açúcar	-0,029 (0,333)	0,403 (0,254)	-0,052 (0,315)	-0,349 (0,277)	-0,154 (0,284)	0,148 (0,307)	-0,074 (0,287)	-0,434 (0,483)	0,209 (0,233)	0,734** (0,349)	0,491*** (0,073)

Obs: em parênteses desvio-padrão robusto (PCSE)

\* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%;

Número de observações 2.644;

Regressões incluem efeitos temporais em primeira diferença.

Fonte: elaboração própria.

Assim, depois de considerar a oferta e eventuais efeitos cruzados na demanda, os resultados da especificação econométrica sugerem consistência. Apesar dos resultados de transmissão dos tributos das funções (4.2) e (4.3) serem próximos, a função (4.3) representa um ponto de partida mais adequado para investigar os ajustes assimétricos de preços em decorrência da inclusão da variável custo de matéria-prima, que pode apresentar uma relação de longo prazo com o preço do bem analisado.

#### 4.7 Assimetria de Preços

Nesta seção, é aplicado um Modelo de Correção de Erro (MCE) para verificar se existe assimetria na transmissão de tributos para os preços conforme sugerido por Borenstein, Cameron e Gilbert (1997). O procedimento consiste em primeiro dividir as variáveis de interesse, aquelas sobre as quais será investigada a assimetria, segundo seus movimentos de aumento e diminuição. Assim, divide-se a variável preço ( $p+$  e  $p-$ ), alíquota de ICMS ( $\tau+$  e  $\tau-$ ) e preços da matéria-prima ( $f+$  e  $f-$ ) em seis novas variáveis de acordo com seus movimentos de aumento e diminuição conforme representado na função (4). Custos de mão de obra local

e efeitos fixos e temporais são mantidos como variáveis de controles. Na seqüência, é incluído um teste  $t$  bi-caudal para verificar se a diferença entre o coeficiente de aumento e diminuição da alíquota de ICMS é significativa. Se esta diferença for significativa, o resultado revela impacto assimétrico dos tributos sobre os preços.

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_{gjt} = & \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ \Delta \tau_{gjt-i}^+ + \beta_i^- \Delta \tau_{gjt-i}^-) + \sum_{i=0}^n (\varphi_i^+ \Delta \ln f_{jt-i}^+ + \varphi_i^- \Delta \ln f_{jt-i}^-) + \\ & \sum_{i=0}^n (\lambda_i^+ \Delta \ln p_{gjt-i}^+ + \lambda_i^- \Delta \ln p_{gjt-i}^-) + \sum_{i=0}^n (\zeta_i \Delta c_{gjt-i}) + \\ & \theta_1 \left[ \ln p_{gjt-i} - \left( \phi_0 + \phi_1 \tau_{gjt-i} + \phi_2 \ln f_{jt-i} + \phi_3 c_{gjt-i} + \sum_{m=2}^{P=16} \eta_m \text{city}_{m,ij} + \sum_{m=2}^{P=9} \gamma_m \text{time}_{m,it} \right) \right] + \varepsilon_{gjt} \end{aligned} \quad (4.4)$$

Para obter estimativas válidas no ECM, a variável preço deveria co-integrar com o vetor de variáveis explicativas a direita.<sup>28</sup> A co-integração entre a variável dependente preço e o conjunto de variáveis independentes é verificada pelo teste de médias de correção de erro proposto por Westerlund (2007) para dados em painel.<sup>29</sup> Resultados apontam para co-integração da variável preço e do vetor das variáveis explicativas, portanto o sistema deve apresentar uma representação de correção de erro e ser estacionário. Este é um resultado esperado, pois o preço da matéria prima e o preço final dos bens deve apresentar uma relação de longo prazo.

Na equação (4.4), o coeficiente  $\beta_i^+$  indica o efeito de curto prazo de um choque positivo do tributo sobre os preços finais dos bens. De maneira análoga, o coeficiente  $\beta_i^-$  indica o efeito de curto prazo de um choque negativo do tributo sobre os preços finais. A mesma idéia vale para os coeficientes de preços de matéria prima  $\varphi_i^+$  e  $\varphi_i^-$ ; e para os coeficientes de preço final  $\lambda_i^+$  e  $\lambda_i^-$ , que capturam o efeito de curto-prazo dos preços finais (pós impostos) defasados para a localidade  $j$ . Adicionalmente, o termo de correção de erro, que aparece em (4.4) dentro dos colchetes, representa os desvios do preço final de seu valor de equilíbrio de longo prazo. O coeficiente do termo indica a velocidade de ajuste dos preços finais em torno do valor de equilíbrio de longo prazo. Os preços finais devem convergir por meio de movimentos de aumento ou diminuição, em função do seu valor se apresentar abaixo ou acima do valor de equilíbrio. Por essa razão, o coeficiente estimado deve ser negativo. Ademais,  $\phi_1$  e  $\phi_2$  indicam respectivamente o efeito de longo prazo da alíquota do ICMS e do

<sup>28</sup> Isso se deve ao teorema de Engle e Granger (1987).

<sup>29</sup> Vide Apêndice B.2 para os resultados dos testes de raiz unitária e co-integração.

preço da matéria prima no preço final. Finalmente,  $n$  representa o número de defasagens. O número de defasagens é selecionado baseado em resultados de testes Akaike.<sup>30</sup>

Conforme descrito na Tabela 4.9, o coeficiente para o termo de correção de erro ( $\theta_1$ ) para o parâmetro  $Preço_{t-1}$  é negativo (por exemplo, -0,122 para feijão), conforme esperado, e estatisticamente diferente de zero com 1% de nível de significância para todos os bens. Este último dado reforça a robustez do MCE nesta aplicação. A velocidade do ajuste é relativamente baixa para todos os bens, já que o coeficiente estimado para esta variável não é próximo de um. Ademais, quando considerados os coeficientes contemporâneos (em  $t$ ), os preços finais reagem com maior magnitude após aumentos do que diminuições de alíquotas de ICMS para açúcar, farinha e manteiga. Para açúcar e manteiga, os coeficientes de aumento de alíquota de tributo são sobre transmitidos aos preços, de modo que um aumento de alíquota de ICMS equivalente a um aumento a 10 centavos implica em um aumento de 27 centavos para açúcar e de 24 centavos para manteiga no preço final desses bens. Por outro lado, os coeficientes estimados para diminuição de alíquota do tributo são sub transmitidos para os preços. Um decréscimo de alíquota de ICMS equivalente a 10 centavos apresenta um impacto estimado de 2 centavos no preço do açúcar e não apresenta efeito sobre o preço da manteiga. Esses resultados reforçam as estimativas previamente detalhadas na subseção 4.6.1, na qual foi identificado um coeficiente de sobre transmissão após aumentos de tributo para os preços de açúcar e manteiga e transmissão completa para farinha e feijão.

Adicionalmente, é investigada a hipótese se o coeficiente estimado do efeito do aumento de alíquota sobre o preço final é diferente do coeficiente estimado de diminuição de alíquota. Os resultados de um teste  $t$  bi-caudal revelam que para açúcar, farinha e manteiga os coeficientes de aumento e diminuição do ICMS são estatisticamente diferentes entre si, à 1% de nível de significância. O coeficiente estimado para o efeito de longo prazo do tributo, mostrado no coeficiente de  $ICMS_{t-1}$ , só é significativo para carne entre todos os bens da amostra. Esse resultado sugere que as respostas dos preços a alterações de alíquota se concentram no curto prazo, dentro de um período de quatro meses.

Em relação aos preços de matéria prima, os resultados contemporâneos sugerem que os preços finais de feijão e leite respondem mais rapidamente a aumentos dos custos do insumo do que a diminuições dos custos de matéria prima. Para os demais bens, não existe diferença significativa entre os coeficientes contemporâneos de aumento de diminuição de preços de matéria prima.

---

<sup>30</sup> Esses resultados estão disponíveis no teste de co-integração no Apêndice B.2. Também foi testada uma especificação com 10 defasagens e os resultados obtidos foram bastante similares.

Tabela 4.9: Resultados dos Coeficientes para o MCE  
 Var. dep.: primeira diferença do  $\ln$  do preço pós imposto

	Feijão	Carne	Pão	Manteiga	Café	Farinha	Leite	Arroz	Óleo de soja	Açúcar
$\Delta ICMS^+_t$	0,864 (0,565)	0,000 (0,169)	0,068 (0,238)	2,354*** (0,685)	0,173 (0,252)	0,913*** (0,352)	0,293 (0,305)	0,074 (0,402)	0,012 (0,311)	2,659*** (0,548)
$\Delta ICMS^+_{t-1}$	-0,143 (0,542)	-0,001 (0,192)	0,198 (0,238)	-0,428 (0,688)	-0,045 (0,253)	-0,551 (0,352)	-0,028 (0,313)	-0,024 (0,424)	-0,011 (0,355)	0,505 (0,527)
$\Delta ICMS^+_{t-2}$	0,088 (0,586)	0,121 (0,188)	-0,156 (0,237)	-0,503 (0,689)	0,456* (0,253)	-0,500 (0,345)	-0,281 (0,312)	0,521 (0,412)	-0,195 (0,339)	-0,233 (0,490)
$\Delta ICMS^+_{t-3}$	-0,047 (0,551)	0,039 (0,190)	-0,156 (0,236)	-0,244 (0,688)	0,246 (0,253)	-0,451 (0,349)	-0,003 (0,312)	0,021 (0,426)	-0,030 (0,343)	0,429 (0,527)
$\Delta ICMS^+_{t-4}$	-0,500 (0,578)	0,090 (0,190)	0,230 (0,236)	-0,596 (0,689)	0,074 (0,253)	-0,272 (0,349)	-0,090 (0,313)	0,019 (0,428)	0,001 (0,354)	-0,014 (0,527)
$\Delta ICMS^-_t$	0,227 (0,245)	0,234* (0,128)	0,037 (0,139)	0,047 (0,169)	0,312*** (0,114)	-0,093 (0,152)	-0,170 (0,112)	0,327* (0,170)	0,126 (0,126)	0,150 (0,162)
$\Delta ICMS^-_{t-1}$	-0,122 (0,263)	-0,089 (0,135)	0,058 (0,139)	-0,074 (0,169)	0,275** (0,115)	-0,127 (0,152)	-0,300*** (0,113)	0,074 (0,187)	0,082 (0,130)	-0,043 (0,212)
$\Delta ICMS^-_{t-2}$	0,383 (0,261)	0,289** (0,136)	-0,198 (0,138)	-0,080 (0,170)	-0,280** (0,115)	-0,253* (0,152)	0,053 (0,112)	0,098 (0,180)	-0,055 (0,124)	0,205 (0,207)
$\Delta ICMS^-_{t-3}$	-0,144 (0,258)	0,049 (0,136)	0,060 (0,141)	-0,169 (0,165)	0,093 (0,115)	-0,211 (0,148)	-0,070 (0,113)	0,125 (0,184)	0,148 (0,127)	-0,134 (0,202)
$\Delta ICMS^-_{t-4}$	0,162 (0,254)	-0,077 (0,135)	-0,086 (0,140)	0,300* (0,165)	0,100 (0,112)	0,029 (0,148)	0,068 (0,114)	-0,144 (0,187)	0,006 (0,128)	-0,088 (0,206)
$ICMS^-_{t-1}$	-0,031 (0,056)	-0,052*** (0,018)	0,022 (0,027)	0,044 (0,037)	-0,011 (0,026)	-0,025 (0,028)	-0,019 (0,021)	0,008 (0,042)	0,028 (0,028)	-0,044 (0,047)
$\Delta Mat.prima^+_t$	0,414*** (0,073)	0,228*** (0,061)	0,085*** (0,028)	0,126 (0,077)	0,184*** (0,036)	0,035 (0,027)	0,276*** (0,059)	0,444*** (0,091)	0,298*** (0,066)	0,411*** (0,133)
$\Delta Mat.prima^+_{t-1}$	-0,181*** (0,063)	-0,047 (0,034)	0,140*** (0,027)	0,153* (0,086)	0,112*** (0,036)	0,099*** (0,025)	0,098 (0,066)	0,212* (0,118)	0,105 (0,068)	0,030 (0,130)
$\Delta Mat.prima^+_{t-2}$	0,147** (0,062)	0,036 (0,031)	0,131*** (0,027)	-0,151* (0,083)	-0,053** (0,026)	0,089*** (0,026)	0,005 (0,064)	0,201* (0,109)	-0,010 (0,067)	0,029 (0,126)
$\Delta Mat.prima^+_{t-3}$	-0,070 (0,064)	0,001 (0,027)	0,083*** (0,027)	0,005 (0,079)	-0,003 (0,023)	-0,001 (0,005)	-0,028 (0,061)	0,078 (0,103)	-0,032 (0,067)	-0,074 (0,125)
$\Delta Mat.prima^+_{t-4}$	-0,032 (0,062)	0,064** (0,025)	-0,014 (0,029)	0,038 (0,089)	0,020 (0,018)	-0,005** (0,002)	-0,009 (0,069)	-0,013 (0,106)	-0,009 (0,067)	0,031 (0,137)
$\Delta Mat.prima^-_t$	0,165** (0,079)	0,236*** (0,072)	0,038 (0,032)	0,233*** (0,083)	0,143*** (0,035)	0,018 (0,039)	-0,026 (0,064)	0,243** (0,101)	0,267*** (0,082)	0,289** (0,145)
$\Delta Mat.prima^-_{t-1}$	0,088 (0,076)	0,019 (0,066)	-0,023 (0,033)	0,063 (0,081)	0,158*** (0,035)	-0,012 (0,014)	0,060 (0,062)	0,283*** (0,099)	0,161** (0,077)	0,125*** (0,042)
$\Delta Mat.prima^-_{t-2}$	-0,057 (0,076)	0,078 (0,064)	-0,036 (0,031)	0,101 (0,080)	0,020 (0,033)	0,010 (0,026)	-0,084 (0,061)	0,072 (0,102)	0,053 (0,083)	0,048 (0,039)
$\Delta Mat.prima^-_{t-3}$	-0,083 (0,077)	-0,027 (0,051)	-0,060* (0,032)	0,080 (0,077)	0,067** (0,032)	0,112*** (0,025)	-0,032 (0,059)	0,053 (0,099)	-0,037 (0,070)	0,004 (0,030)
$\Delta Mat.prima^-_{t-4}$	0,124 (0,079)	0,047 (0,034)	-0,008 (0,027)	0,018 (0,060)	-0,067* (0,034)	0,077*** (0,025)	0,045 (0,047)	0,041 (0,084)	-0,073 (0,067)	-0,011 (0,024)
$Mat.prima^-_{t-1}$	0,057** (0,025)	0,050*** (0,009)	0,036*** (0,006)	-0,002 (0,014)	0,047*** (0,006)	0,052*** (0,008)	0,018* (0,011)	0,021 (0,019)	0,045*** (0,015)	0,003 (0,019)
$Preço^-_{t-1}$	-0,122*** (0,018)	-0,112*** (0,012)	-0,135*** (0,011)	-0,086*** (0,010)	-0,060*** (0,008)	-0,086*** (0,010)	-0,070*** (0,010)	-0,082*** (0,019)	-0,066*** (0,017)	-0,092*** (0,016)
teste t (p-valor)	1,033	1,101	0,110	3,269***	0,506	2,624***	1,427	0,581	0,340	4,395***
$\Delta ICMS^+_t = \Delta ICMS^-_t$	(0,303)	(0,272)	(0,912)	(0,001)	(0,614)	(0,010)	(0,156)	(0,562)	(0,734)	(0,000)

Obs: em parênteses desvio-padrão robusto (PCSE)

\* significância de 10%; \*\* significância de 5%; \*\*\* significância de 1%;

Número de observações 2.644;

Regressões incluem efeitos temporais e efeitos fixos.

Fonte: elaboração própria.

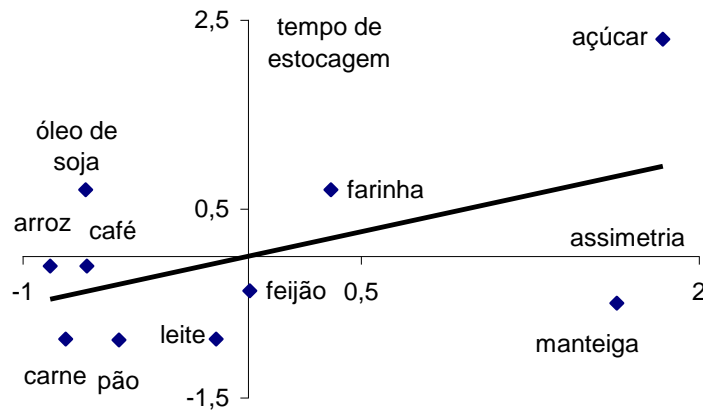
Finalmente, examina-se qual das hipóteses de assimetria de preços levantadas na subseção 4.2 melhor se ajustam aos resultados encontrados. A Figura 4.2 traz três gráficos de dispersão. Em todos eles, o eixo horizontal traz a diferença entre o coeficiente contemporâneo estimado de acréscimo e decréscimo da alíquota de ICMS, respectivamente ( $ICMS^+$ ) e ( $ICMS^-$ ). No primeiro gráfico de dispersão (Figura 4.2.A), o eixo vertical traz os bens distribuídos de acordo com o número de dias da sua data de validade para consumo. No segundo gráfico de dispersão (Figura 4.2.B) o eixo vertical traz a distribuição dos bens de acordo com sua participação no total de despesas domiciliares com alimento (dado disponível na POF 2002-2003). E no terceiro gráfico de dispersão (Figura 4.2.C), o eixo vertical traz a participação de mercado das quatro indústrias líderes do bem em análise. As escalas dos eixos estão todas normalizadas em torno de zero.

Para Blinder (1982), os bens deveriam apresentar diferentes ajustes de preços de acordo com seu nível de armazenagem. Inspeção visual da Figura 4.2.A revela que bens com maior prazo de validade, como açúcar e farinha, apresentam uma maior diferença entre os coeficientes estimados para aumento de decréscimo contemporâneo da alíquota de tributo. Entretanto, esse padrão não é encontrado para óleo de soja, bem que apresenta o segundo maior prazo de validade entre os bens analisados. Ademais, manteiga que é um produto perecível, apresenta comportamento assimétrico de preços pós-impostos. Os demais bens estão concentrados no quadrante inferior esquerdo da figura. Também, seria esperada uma maior diferença na representação gráfica de bens tão distintos em relação a prazo de validade para consumo como arroz, carne, leite e pão. Desde modo, a hipótese de resposta assimétrica dos preços devido a características de estocagem de bens perecíveis não parece ser a melhor justificativa para os resultados desta pesquisa.

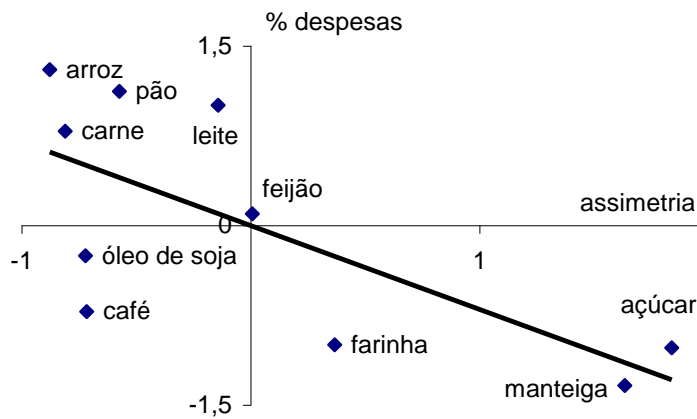
No segundo gráfico de dispersão (Figura 4.2.B) é investigada a hipótese de resposta assimétrica dos preços segundo a teoria de custos de pesquisa do consumidor. Yang e Ye (2008), desenvolvem um modelo no qual os consumidores são caracterizados por custos de pesquisa. Segundo este modelo, os preços dos bens são mais elásticos à medida que mais consumidores os procuram, e portanto mais pesquisam os preços desses bens. Aqui, assume-se a premissa que os bens mais procurados são aqueles com maior participação nos gastos dos orçamentos familiares. Segundo essa hipótese, os consumidores tenderiam a pesquisar mais os preços das mercadorias que eles compram em maior quantidade e ou com maior frequência.

Figura 4.2: Gráfico de Dispersão

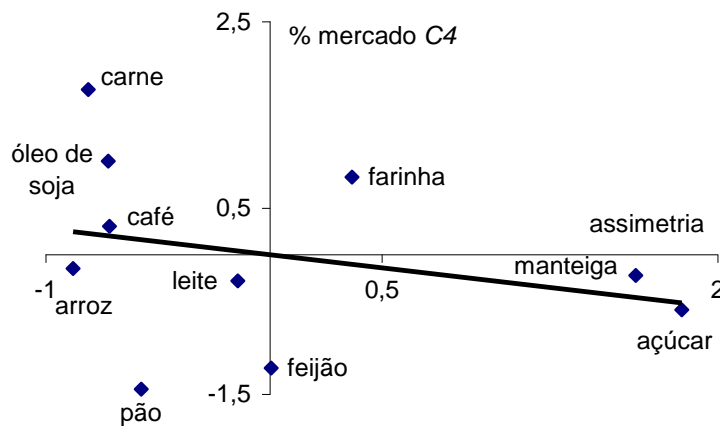
4.2.A - Diferença contemporânea do coeficiente de assimetria da alíquota do ICMS pelo tempo de estocagem



4.2.B - Diferença contemporânea do coeficiente de assimetria da alíquota do ICMS pela participação nas despesas familiares



4.2.C - Diferença contemporânea do coeficiente de assimetria da alíquota do ICMS pela participação de mercado das maiores indústrias



Obs: escalas normalizadas em torno de zero.

Fonte: elaboração própria.

A inspeção gráfica da Figura 4.2.B revela que o modelo de custo de pesquisa do consumidor parece se ajustar aos resultados encontrados para assimetria. Os pontos no quadrante inferior direito do gráfico de dispersão apontam que os bens com menor participação nos gastos familiares são aqueles com maior comportamento assimétrico dos preços. Esse é o caso de açúcar, farinha e manteiga. Já os bens com maior participação nos gastos familiares; arroz, carne, leite e pão, se encontram todos no canto superior esquerdo do gráfico de dispersão. Apenas os pontos para café e óleo de soja deveriam estar mais próximos do eixo horizontal. Também a correlação dos dados é maior neste caso do que a correlação dos dados da hipótese anterior representada na Figura 4.2.A: 0,70 comparado com 0,52, respectivamente.

Deve-se ressaltar que o mercado de cada um dos bens analisados é diferente. Esta se constitui na principal limitação da análise. Apesar de ser possível estimar o comportamento dos preços após alterações nas alíquotas de ICMS, não existe informação disponível a respeito dos preços no decorrer da cadeia produtiva de cada bem. Este problema também é encontrado por Besley e Rosen (1999). Para mitigar essa limitação, é testada a terceira hipótese de assimetria a partir do indicador de participação de mercado das quatro maiores indústrias, conhecido na literatura como *C4*. Esse indicador é utilizado como *proxy* de concentração da indústria. O terceiro gráfico de dispersão, Figura 4.2.C, revela que os resultados de resposta assimétrica dos preços apresentam baixa relação com a concentração das indústrias nesses mercados. A inclinação da reta de tendência estimada é pequena e a correlação dos dados baixa, cerca de 0,28. Por isso essa é a hipótese que menos se ajusta aos resultados encontrados. Portanto, conclui-se que a hipótese que melhor explica os resultados deste trabalho está relacionada à teoria de custos de procura do consumidor.<sup>31</sup>

#### 4.8 Ajustes de Curto e Longo Prazo nos Preços

Uma análise adicional sobre a velocidade do ajuste se dá em torno da trajetória do ajuste dos preços tanto para alterações de alíquotas do imposto, como de alterações de preços pagos ao produtor. Para isso, Borestein et. Al. (1997) sugerem uma função acumulada de ajuste, no

---

<sup>31</sup> Uma outra teoria relevante que aborda assimetria nos preços está relacionada a idéia de custos de menu (Ball and Mankiw, 1994). Segundo esse conceito, o ajuste dos preços nominais depende do custo de remarcação dos preços comparado com o ganho associado ao novo preço. Mas essa teoria foi desenvolvida para abordar preços agregados, e não oscilações de preços de bens em particular.



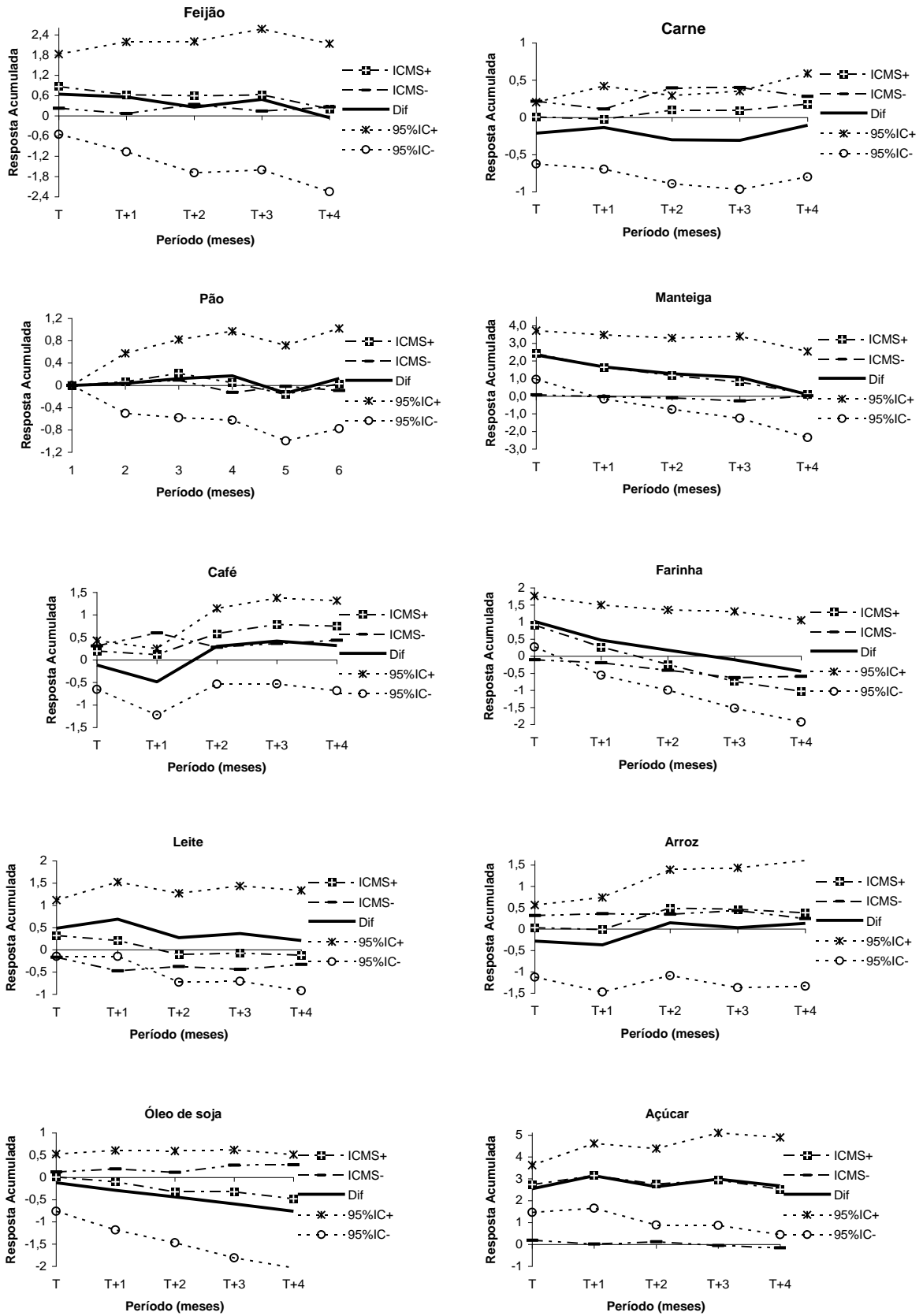
qual o efeito acumulado do parâmetro de interesse é abordado segundo a especificação (segue especificação para movimentos de aumento, movimentos de diminuição seguem a mesma estrutura):

$$\begin{aligned}
 A_0^+ &= \beta_0^+ \\
 A_1^+ &= A_0^+ + \beta_1^+ + \theta_1(A_0 - \phi_1) + \lambda_1^+ \text{Max}(0, A_0) + \lambda_1^- \text{Min}(0, A_0) \\
 A_2^+ &= A_1^+ + \beta_2^+ + \theta_1(A_1 - \phi_1) + \lambda_1^+ \text{Max}(0, A_1 - A_0) + \lambda_1^- \text{Min}(0, A_1 - A_0) + \lambda_2^+ \text{Max}(0, A_0) + \lambda_2^- \text{Min}(0, A_0) \\
 &\vdots \\
 A_k^+ &= A_{k-1}^+ + \beta_k^+ + \theta_1(A_{k-1} - \phi_1) + \sum_{i=1}^k (\lambda_i^+ \text{Max}(0, (A_{k-1} - A_{k-i-1})) + \lambda_i^- \text{Min}(0, (A_{k-1} - A_{k-i-1})))
 \end{aligned}$$

(4.4).

A Figura 4.3 traz a trajetória estimada do preço para a diferença entre um movimento de aumento e diminuição equivalente a uma alteração de um centavo na alíquota de imposto. O gráfico para manteiga, por exemplo, sugere que depois de um mês, uma diferença entre aumento e diminuição de tributo equivalente a uma variação de 10 centavos na alíquota aumenta o preço final em 23 centavos. Contudo, depois de quatro meses o efeito nos preços é quase todo dissipado: diferenças acumuladas entre movimentos de aumentos e diminuições dos tributos tendem a zero. Depois de quatro meses, a função acumulada de ajuste não é significativamente diferente entre movimentos de aumento e diminuição de imposto. Esta análise gráfica pode ser aplicada para os outros nove bens sob análise.

Figura 4.3: Gráfico da Função de Ajuste Cumulativo da Alíquota do ICMS



#### 4.9 Conclusão

Por meio de alterações expressivas nas alíquotas de impostos sobre o consumo em produtos da cesta básica em 16 cidades do Brasil, foi possível estimar o padrão de transmissão de impostos. Controlando efeitos fixos, efeitos temporais e outras variáveis relevantes como custo local e contribuições federais, identificou-se que alterações nas alíquotas de ICMS são sub-transmitidas aos preços nos dez bens analisados.

Isso significa que para toda amostra as mudanças nos preços dos bens após alterações de tributação se deram em magnitudes diferentes das variações de alíquotas de imposto. Esse resultado é significativo para políticas públicas. Baseados na premissa de mercados com concorrência competitiva, os agentes do Governo elaboram políticas tributárias, sobretudo para produtos da cesta básica, apoiados na idéia de transmissão completa de alterações de alíquotas de imposto para o consumidor (Besley e Rosen, 1999).

Em relação a transmissão assimétrica dos tributos, quando os movimentos de aumento e diminuição de alíquota são considerados em separado, estima-se que ela ocorreu em três dos dez bens analisados, o que levanta dúvidas sobre o alcance de políticas de redução de impostos e seus impactos distributivos para a sociedade. Como todos os produtos pesquisados são comercializados no varejo, algum grau de imperfeição no padrão de concorrência é esperado (Hall, 1988). Modelos de custos de estocagem, custos de pesquisa do consumidor final ou ainda poder de mercado da indústria, fornecem a base teórica para a transmissão assimétrica entre aumentos e diminuições de impostos e preços no varejo (Bénabou e Gertner, 1993; Borestein et. al., 1997; Carlton, 1986). Os dados disponíveis para esta pesquisa não permitem conclusões adicionais sobre o padrão de concorrência de mercado para esses produtos.

Uma hipótese restritiva deste modelo está em assumir que o coeficiente de transmissão de impostos é o mesmo para todas as localidades (Besley e Rosen, 1999). Ademais, uma análise mais ampla dos efeitos da desoneração em bens deve considerar o uso da receita tributária pelo Governo (Stiglitz, 2000). Pesquisa futura é necessária para indicar instrumentos tributários mais eficientes para atingir o objetivo de desonerar o consumo de bens básicos e melhorar o bem-estar da população.

## 5. COMPETIÇÃO FISCAL HORIZONTAL

### 5.1 Contexto Teórico da Competição Fiscal entre Estados

Existe uma ampla literatura empírica que discute o padrão de interações estratégicas na decisão tributária de jurisdições vizinhas.<sup>32</sup> Entretanto, pesquisa recente tem focado na discussão em torno de qual a melhor estratégia de estimação do parâmetro de interação espacial.<sup>33</sup>

Nesta seção é investigado o padrão de interações espaciais para uma amostra de bens da cesta básica entre unidades estaduais (competição horizontal) no Brasil. Adicionalmente, é investigado se a interação horizontal depende da decisão de vizinhos tributarem ou não uma lista de mercadorias. Em particular, é investigado se o parâmetro de interação é afetado pela probabilidade de uma determinada jurisdição incluir ou não um bem na sua lista de bens de tributos reduzidos em algum período futuro ( $t + s$ ) dado que não tenha incluído o mesmo nesta lista anteriormente ( $t$ ). Dessa forma, a amostra é composta pelas alíquotas do ICMS de todos os 26 Estados do Brasil para uma seleção de 15 bens que compõe as cestas básicas estaduais para o período de 1992 até 2007.

Para investigar as interações espaciais da decisão dos Estados em torno da definição de alíquotas internas do tributo estadual (ICMS) e da escolha dos bens que recebem tratamento tributário especial, a estratégia empírica está dividida em duas etapas. Primeiro, procura-se mensurar a influência de Estados vizinhos sobre a propensão do Estado original incluir um bem ou não na cesta básica estadual e assim receber um tratamento tributário diferenciado. Na seqüência, é calculada a razão inversa de *Mills* (*inverse Mills ratio*, no original em inglês). Em segundo lugar, este parâmetro é adicionado como uma variável explicativa na especificação original. Finalmente, o resultado do parâmetro de interesse do modelo, o

---

<sup>32</sup> Fiva e Ratto (2007) estudam a escolha de Governos locais implementarem ou não tributo sobre propriedade na Noruega. Besley e Case (1995); Devereux, Lockwood, e Redoano (2007); Rork (2003); e Jacobs, Ligthart, e Vrijburg (2010) estão entre os poucos autores que analisam interações estratégicas de tributos indiretos sobre o consumo.

<sup>33</sup> Anselin (2010); LeSage e Pace (2009) realizam uma análise detalhada sobre avanços recentes em econometria espacial. Allers e Elhorst (2005); e Brueckner (2003) realizam um sumário de trabalhos empíricos anteriores.

coeficiente de interação espacial entre os Estados, é analisado na especificação restrita (com a nova variável explicativa no modelo) e irrestrita (sem essa variável explicativa no modelo).<sup>34</sup>

Os resultados apontam que decisões em torno da estrutura tributária influenciam as interações estratégicas nas definições de alíquotas entre jurisdições. Depois de considerar a probabilidade de incluir mais mercadorias na lista de bens com tratamento tributário diferenciado, ou seja, depois de considerar a escolha fiscal, verificou-se que o coeficiente estimado para interação espacial apresenta maior magnitude em nove dos quinze bens analisados e o coeficiente muda seu nível de significância em quatro casos (arroz, café, feijão e macarrão). Nas próximas subseções discute-se o contexto teórico, o modelo econométrico, resultados e observações finais.

## 5.2 Síntese das Teorias de Competição Horizontal

Segundo Wilson (1999), desde a metade da década de 80, as relações fiscais entre Estados e Federação tem sido um dos temas mais debatidos em Economia do Setor Público e os resultados de pesquisas nesta área apontam para diversas interpretações. Mais especificamente, continua o autor, o debate tem se concentrado em torno da competição fiscal entre diferentes esferas da administração pública como importante fonte de ineficiências alocativas.

A existência de ineficiências ou desperdícios gerados pela competição fiscal afasta as jurisdições do cenário de equilíbrio fiscal previsto no modelo de Tiebout (1956). No modelo de Tiebout (1956), uma população sem restrições de mobilidade escolheria para residir a unidade que oferecesse a melhor combinação de tributos e provisionamento de bens públicos de acordo com suas preferências. Assim, as unidades governamentais ajustariam suas escolhas fiscais de acordo com as preferências dos indivíduos, até que cada região atingisse o seu ponto de equilíbrio entre gastos com serviços públicos e arrecadação fiscal. Nesse modelo, analisa Wilson (1999), o equilíbrio obtido segue a lógica de mercados competitivos e nenhuma unidade de governo tem poder de alterar a função de utilidade dos indivíduos ou as

---

<sup>34</sup> Estudos empíricos recentes em painel de dados incluem Edmark e Agren (2008) e Elhorst e Fréret (2009). O primeiro investiga interação espacial sobre o imposto de renda municipal na Suécia, utilizando-se de um banco de dados com 283 unidades de 1993 a 2006. O segundo investiga competição fiscal em programas de bem estar social na França para o período de 1992 a 2000. Os autores mostram que a inclusão de efeitos fixos locais alteram as estimativas dos coeficientes de interação.

combinações ótimas de consumo de serviços públicos e pagamento de tributos na esfera privada. Com efeito, a literatura em interações fiscais vai se desenvolver em torno das origens das externalidades que afastariam as jurisdições desse modelo de equilíbrio.

Para Manski (2000), o conflito surge porque dentro de uma Federação, as unidades intergovernamentais interagem em preferências, restrições e expectativas. No caso primeiro caso, as interações ocorrem porque as escolhas de outras jurisdições afetam as preferências de cada unidade de governo. Assim, assinala Gordon (1983), a função de bem estar de cada jurisdição responde as mudanças de preferências de outras unidades de governo. A idéia de estratégias de interação provocadas por alterações nas preferências dá origem ao conceito de `transbordamento fiscal` (*spill-over effect*, no original em inglês), segundo o qual as decisões alocativas de uma unidade são uma função resposta das escolhas de gastos e provisionamento de serviços públicos de outras jurisdições, sobretudo as vizinhas.

O segundo tipo de interação é o conhecido como competição tributária. Neste caso, descreve Revelli (2005), a base fiscal das unidades é considerada móvel e as decisões tributárias de outras jurisdições afetam as restrições orçamentárias da unidade original.<sup>35</sup> Neste caso, lembra Brueckner (2003), a função resposta de uma unidade depende das escolhas fiscais das demais jurisdições. As decisões em torno da base fiscal, dos diversos tipos de tributos, das alíquotas e da extensão das isenções vão refletir, além de características da própria unidade, o comportamento estratégico de outras jurisdições.

Para Wilson (1999), o exemplo clássico de competição tributária se dá em torno da concorrência por capital. Assim, as diferentes jurisdições competem para atrair recursos privados, notadamente empresas por meio de tributos corporativos, ou pessoas físicas de elevada remuneração, no caso de tributos de renda, quando a incidência deste tributo for local. Neste caso, assinala Revelli (2005), a alíquota ótima dos diversos tributos de uma unidade depende das alíquotas existente em jurisdições vizinhas. Uma diminuição de alíquota na jurisdição governamental em relação as unidades vizinhas aumenta sua vantagem comparativa para atrair novos recursos.<sup>36</sup>

A terceira hipótese de competição fiscal é a competição política. A idéia central desta teoria é que existe informação assimétrica entre os eleitores e os governantes. Os eleitores, destaca Revelli (2005), como não possuem informações suficientes para avaliar a

---

<sup>35</sup> Outros autores, como Brueckner (2003), denominam esse modelo de `fluxo de recursos móveis` (*resource-flow*, no original em inglês), baseados na idéia de mobilidade da base fiscal.

<sup>36</sup> Para uma análise detalhada da competição fiscal no Brasil, vide Piancastelli e Perobelli (1996) e Varsano (1997). Para uma discussão empírica vide Mello (2008).

competência e a honestidade dos seus governantes, comparam as políticas fiscais dos seus Estados com as escolhas das unidades vizinhas. Assim, segundo Brueckner (2005), para avaliar a eficiência do seu governo e ajudar a decidir o seu voto, os eleitores de um Estado comparam os tributos e os serviços públicos de seus Estados com os equivalentes em regiões vizinhas. Para esse 'transbordamento' informacional se concretizar, assume-se que os eleitores possuem algum conhecimento da política fiscal das regiões mais próximas e que as decisões fiscais revelam informações relevantes sobre o desempenho da economia. Por conta de seus aspectos eleitorais, argumenta Besley e Case (1995), os governantes candidatos a reeleição estariam mais volúveis a participar da competição política em comparação com aqueles que não podem ser reconduzidos ao cargo por alguma limitação legal. Esse fenômeno poderia ser medido por meio da análise das interações estratégicas entre os Estados na escolha da sua base fiscal.

Existe ainda um ponto teórico importante em torno dessas teorias, destacado por diversos autores, entre eles Brueckner (2003) e Revelli (2005). Em todos os casos, o padrão de interação estratégica previsto é o mesmo. Em outras palavras, deve existir um efeito das regiões vizinhas na função reação da jurisdição analisada. Esse é um aspecto metodológico importante, pois a identificação do modelo de interação fiscal depende do modelo empírico a ser utilizado, pois as teorias disponíveis para análise de competição fiscal não permitem essa identificação a priori. A estratégia econométrica é detalhada na próxima subseção.

### 5.3 Estratégia Econométrica

Para investigar a escolha tributária e os padrões de interações das alíquotas do ICMS, a estratégia empírica é conduzida em duas etapas. Na primeira, é estimada a probabilidade associada à decisão do Estado de incluir o bem na base tributária reduzida. Em especial, procura-se testar a influência de Estados vizinhos sobre a propensão do Estado original de incluir ou não determinado bem na Cesta Básica Estadual e, como consequência, este bem apresentar uma carga fiscal reduzida. Na seqüência, a probabilidade estimada nesta etapa anterior é utilizada como variável explicativa na função resposta espacial, na qual a decisão das alíquotas tributárias do Estado dependem das alíquotas dos seus vizinhos geográficos.

### 5.3.1 Função Resposta dos Estados e Matriz de Peso Espacial

A hipótese de interações espaciais horizontais assume que a função resposta de diferentes unidades de análise, no caso Estados, é uma função de um conjunto de características observadas do Estado original e também das decisões tributárias das unidades vizinhas. Assim, a função de reação dos Estados para alterações tributárias em Estados vizinhos segue<sup>37</sup>:

$$\tau_{it} = \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \theta X_{i,t} + Estado_j + Tempo_t + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

Na função resposta dos Estados,  $\tau_{it}$  é a alíquota do tributo ICMS do Estado  $i$  ( $i=1, \dots, 26$ ) para cada ano  $t$ .  $\tau_{jt}$  traz a alíquota de ICMS dos demais Estados,  $X_{i,t}$  é o vetor de características observadas de cada Estado usado como variáveis de controle. Já *Estado* representa as variáveis binárias (*dummies*) de efeito fixo das unidades estaduais, *Tempo* as *dummies* anuais, e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro aleatório.

O termo  $W_{ij}$  representa a matriz que determina o peso de cada Estado definido como vizinho para o parâmetro de alíquota de ICMS. Por isso, a variável explicativa  $\tau_{jt}$  traz a média das alíquotas de ICMS dos Estados definidos como vizinhos do Estado  $i$ . Para cada Estado é determinado um conjunto de pesos (um vetor de 26 colunas por 1 linha para cada ano). O parâmetro de interesse é  $\beta$ . Ele representa as relações horizontais entre os Estados. Um coeficiente positivo e significativo sugere que existe interação espacial entre os Estados  $j$ 's na determinação da alíquota do tributo no Estado original  $i$ . Conforme observado por Brueckner (2003), a função resposta dos Estados assume implicitamente que a direção da interação de um determinado Estado  $i$  com todos os demais Estados é a mesma.

Conforme é padrão nos modelos de econometria espacial, a definição da matriz de pesos segue critérios geográficos e sua definição é fonte de debates por não possuir critérios rígidos de escolha (Anselin, 1996). A matriz  $W_{ij}$  capta os efeitos de outros Estados na estratégia de determinação de alíquotas de ICMS no Estado em análise  $i$ . A matriz de pesos mais utilizada em econometria espacial considera como jurisdições vizinhas, os Estados que apresentam fronteira geográfica entre si, ou seja, os Estados que são contíguos. Assim, se os

<sup>37</sup> A função resposta em (5.1) é conhecida como modelo espacial autoregressivo ou modelo espacial defasado.



Estados  $i$  e  $j$  apresentam fronteira em comum, a matriz  $W_{ij}$  é preenchida com o valor um, e com o valor zero caso contrário. Os pesos da matriz  $W_{ij}$  são normalizados para que a somatória dos valores em cada linha seja equivalente a uma unidade para cada Estado  $i$  analisado ( $\sum_{j \neq i} W_{ij} = 1$ ).

Devido às propriedades das interações espaciais, duas questões econométricas devem ser consideradas na elaboração do modelo econométrico. Em primeiro lugar, como *a priori* assume-se que as decisões a respeito da alíquota do ICMS no Estado  $i$  dependem das decisões tomados nos demais Estados  $j$ 's, as alíquotas estaduais do tributo são estabelecidas de forma simultânea. Essa dinâmica determina que a combinação linear dos valores das alíquotas em Estados diferentes na estimativa da função (5.1) seja endógena e correlacionada com o termo de erro. Por esse motivo, a estimativa em mínimos quadrados ordinários (MQO) produz coeficientes viesados e inconsistentes (Brueckner, 2003). Ademais, se os Estados sofrem choques comuns, existe correlação espacial e isso se refletirá no termo de erro (Anselin, 1996).

Para obter estimadores consistentes e evitar problemas de simultaneidade e dependência espacial do erro, é utilizado o estimador eficiente de método de momentos generalizados (MMG) com dois estágios (2SLS-GMM, em inglês), conforme sugerido por Kelejian e Prucha (1998). Para operacionalizar a regressão com variáveis instrumentais é utilizada a matriz de pesos  $W_{ij}$  a fim de se obter os valores ponderados de algumas variáveis explicativas dos Estados definidos como vizinhos. Essas variáveis selecionadas e ponderadas são usadas como valores ajustados na regressão de primeiro estágio (Edmark e Agren, 2008).<sup>38</sup> Os instrumentos de cada regressão são selecionados considerando-se os resultados de poder explicativo de cada variável na regressão do primeiro estágio por meio da estatística F. A validade dos instrumentos escolhidos é verificada por meio do teste de endogeneidade e também pelo teste de sobre-identificação de Sargan-Hansen (estatística J).<sup>39</sup> Adicionalmente, como as alíquotas de ICMS apresentam pequena variação temporal e ainda, é possível que os Estados estejam correlacionados entre si, são gerados erros padrões consistentes para heterocedasticidade e autocorrelação.

Devido a ausência de critérios específicos de escolha da matriz de pesos e conseqüente eventual arbitrariedade nesta decisão, a escolha do esquema de pesos, em geral, pode afetar a estimativa do resultado de interação espacial. Para este trabalho, além da matriz padrão de

---

<sup>38</sup> Os resultados da regressão do primeiro estágio estão no Apêndice C.4.

<sup>39</sup> Os resultados destes testes se encontram no Apêndice C.3.

contigüidade, é testada uma especificação alternativa na qual o padrão de interatividade considera distância geográfica e características demográficas e sócio-econômicas dos Estados. A matriz alternativa que melhor se ajusta aos dados desta pesquisa é o produto da densidade populacional dos Estados com a distância inversa entre as capitais estaduais dos Estados da mesma região. Assim, a matriz doravante denominada ‘matriz densidade regional’ segue (5.2):

$$W_{ij} = \frac{\text{região} \bullet \text{densidade}}{\text{distância}} \quad (5.2)$$

Onde é atribuído o valor de um a *região* se os Estados pertencerem a mesma região do Brasil (conforme classificação do IBGE: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul ) ou zero caso contrário; e *distância* descreve a distância em quilômetros entre as capitais estaduais dos Estados *i* e *j*. Esta matriz busca capturar não somente a distância geográfica (Estados mais próximos têm peso maior), mas ainda busca atribuir maior peso aos Estados com elevada densidade populacional comparativamente aos Estados vizinhos com baixa ocupação populacional.<sup>40</sup>

### 5.3.2 Função Resposta com Escolha Tributária

A função resposta descrita em (5.1) assume que o parâmetro estimado de interações espaciais não é correlacionado com a escolha tributária e que o termo de erro sem esta variável no modelo é independente e identicamente distribuído. Para testar a validade desta premissa, a decisão em torno da escolha tributária (inserção ou não do bem na cesta básica estadual) é tratada como um problema de variável omitida, no sentido discutido por Heckman (1979). Assim, primeiro é feita uma regressão sobre um modelo de escolha discreta no qual a variável dependente é construída com base na distribuição das alíquotas de ICMS. Como a alíquota interna padrão de ICMS é de 17% ou 18% dependendo do Estado, e como as alíquotas reduzidas partem de 12%, a variável dependente binária é definida como um se a

---

<sup>40</sup> Também foram testadas matrizes com a distância inversa e a renda per capita; e também a distância inversa e o percentual de pobres. Porém, os instrumentos utilizados nessas matrizes não rejeitaram a hipótese de endogeneidade nos testes estatísticos. Dados sobre as regiões brasileiras para o período desta pesquisa estão no Apêndice C.1.

alíquota for igual ou menor a 12%, e assume o valor de zero caso contrário. Em outras palavras, se houver uma redução da alíquota ou houver uma alíquota estatutária de zero por cento, assume-se que o bem compõe a Cesta Básica Estadual.<sup>41</sup>

Após a regressão do modelo binário (*probit*), estima-se a probabilidade de um resultado positivo para a variável dependente. Posteriormente, a razão inversa de *Mills* é incluída na função resposta dos Estados como variável explicativa. O ponto central da análise é que esse modelo com a nova variável explicativa (denominado modelo restrito) é equivalente ao modelo sem essa variável na especificação (modelo irrestrito) apenas se os termos  $u$  e  $\sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt}$  não forem correlacionados. Caso contrário, a função (5.1) é viesada.

Assim, a nova função resposta segue:

$$\tau_{it} = \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \theta X_{i,t} + Estado_j + Tempo_t + \beta_\lambda \lambda_i (-Z_i \gamma) + u_{it} \quad (5.3)$$

Na qual o ultimo termo a direita representa a razão inversa de *Mills*. Na próxima seção são comparados os resultados das funções (5.1) e (5.3).

#### 5.4 Banco de Dados

Para construir a função resposta dos Estados e testar a hipótese de interação dos impostos são utilizados dados em painel dos 26 Estados brasileiros para um período de 16 anos, de 1992 à 2007. Não existe informação disponível para o ano de 1994 para sete variáveis, portanto a amostra é composta por 390 observações.<sup>42</sup> A capital federal, Brasília, é excluída da análise pois, apesar de ser considerada um Estado e possuir uma legislação tributária própria, essa unidade é um território dentro do Estado de Goiás e não parece adequado considerá-la em um contexto de contigüidade. Quando a alteração da alíquota

<sup>41</sup> Alíquotas internas de ICMS igual ou inferior à 12% só são possíveis sob o regime de tratamento tributário especial e a inclusão de um bem na cesta básica estadual é o caso principal. A maioria dos bens desta pesquisa possui uma alíquota reduzida de 7% ou 12%. São poucos os casos de uma alíquota estatutária de zero por cento.

<sup>42</sup> Não existem dados disponíveis para percentual de pobres, renda per capita, desemprego, nº de horas trabalhadas, número de trabalhadores empregados, número de domicílios e índice de desigualdade de *Theil* para o ano em questão.

ocorre no decorrer do ano, e não no seu início, é calculada uma alíquota média anual para o tributo.

As variáveis observadas dos Estados são utilizadas como variáveis de controle. Essas variáveis refletem os aspectos demográficos, socioeconômicos e políticos de cada Estado. Também são consideradas as principais transferências federais. O Fundo de Participação de Estados, por exemplo, prevê a distribuição de 21,5% do que o governo Federal arrecada com o Imposto de Renda (IR) e com o IPI para os Estados. Esta transferência pode ser considerada um mecanismo de distribuição de recursos para equalização, pois a participação dos Estados sobre o total de recursos depende positivamente da população e depende negativamente da renda per capita do Estado. Além desta transferência, desde 1996 em decorrência da Lei Complementar 87/96 (conhecida como Lei Kandir), o governo Federal estabeleceu um fundo de compensação para os Estados que abrigam indústrias exportadoras e que a partir desta data perderam arrecadação do ICMS. Este segundo tipo de transferência não apresenta características redistributivas, já que na maioria dos casos os Estados com forte presença de indústrias exportadoras são também os Estados menos pobres.

A Tabela 5.1 apresenta as definições das variáveis e as principais estatísticas descritivas. Todos os valores monetários foram deflacionados para o ano base 2007. Todas as variáveis de controle incluem informações com variações estaduais e temporais no período observado. Conforme recomendação de Esteller-Moré e Sole-Ollé (2001), não são utilizadas variáveis de controle que possam ser endógenas em relação à definição dos tributos, caso do Produto Interno Bruto (PIB), total de receitas ou proporção de endividamento do PIB Federal ou Estadual.

Em relação as variáveis de fatores políticos, foram construídas três variáveis binárias para classificar os partidos dos governadores em mandato nos Estados segundo sua orientação ideológica, se de direita, de centro ou de esquerda. Não existe um método definitivo de classificação segundo o espectro político. Para este trabalho, assumiu-se que o partido com maior número de representantes eleitos para o Poder Legislativo Federal nas eleições de 2006, no caso o MDB, como sendo de centro. Os demais foram classificados a partir da sua posição em relação a esse partido.<sup>43</sup>

---

<sup>43</sup> Aqui deve ressaltar que essa pode ser considerada uma classificação conservadora, pois por meio desta, 55% dos governadores eleitos foram considerados de centro. A relação dos partidos considerados de direita inclui: DEM, PPR e PP. Foram classificados como partidos de esquerda: PT, PSB, PPS, PCB. Os demais partidos foram classificados como partidos de centro. Esta classificação também se aproxima de outros autores. Em relação a Rodrigues (2002), por exemplo, as principais diferenças são PDT (classificado por este autor como esquerda) e PL (classificado como direita). As estatísticas descritivas dessas variáveis estão no Apêndice C.2.

Tabela 5.1: Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição	Obs.	Média	Desvio pd.	Min.	Max.
<b>Dependente</b>						
Alíquota	alíquota nominal estadual do ICMS					
	frequencia nas cestas básicas dos Estados (total de 26) em 2007					
Feijão	25	416	10,43	4,31	0,0	18,0
Carne bovina	21	416	11,26	4,67	0,0	17,0
Pão	15	416	13,35	4,33	0,0	18,0
Manteiga	20	416	13,71	4,42	0,0	18,0
Far. Mandioca	23	416	11,48	4,94	0,0	18,0
Frango	14	416	13,64	4,24	0,0	17,0
Café	24	416	11,74	4,57	0,0	18,0
Leite	22	416	10,71	5,80	0,0	18,0
Macarrão	16	416	13,71	4,42	0,0	18,0
Leite em pó	12	416	14,89	4,08	0,0	18,0
Arroz	24	416	10,84	4,16	0,0	18,0
Sal	21	416	12,35	4,60	0,0	17,0
Sardinha	13	416	14,90	4,04	0,0	18,0
Óleo de soja	24	416	11,58	4,21	0,0	18,0
Açúcar	24	416	11,27	4,95	0,0	18,0
<b>Independente</b>						
Pop log	$\ln$ da população dividido por mil (pop x $10^{-3}$ )	416	8,193	1,131	5,433	10,632
Pop <sup>2</sup>	quadrado do log da população	416	68,406	18,219	29,513	113,033
Dens	população por Km <sup>2</sup>	416	47,194	66,056	1,021	353,966
Domic	número de domicílios	390	1.868.247	2.369.965	37.278	13.600.000
Renda	$\ln$ da renda per capita (em R\$ reais de 2007)	390	453,732	160,693	157,316	958,506
Pobres	parcela de pobres da população (proporção)	390	0,409	0,169	0,076	0,763
Theil	Índice de desigualdade de Theil	390	0,674	0,118	0,339	1,053
Ocupação	número de pessoas empregadas	390	2.832.914	3.417.250	60.846	19.800.000
Desemp	taxa de desemprego (em pontos percentuais)	390	8,704	2,794	2,710	20,538
Horas trab.	carga semanal de trabalho média	390	39,695	2,829	30,112	48,581
deleição	<i>dummy</i> ano de eleição	416	0,250	0,434	0,000	1,000
ddireita	<i>dummies</i> sobre a orientação ideológica do partido	416	0,260	0,439	0,000	1,000
dcentro	do Governador em exercício	416	0,546	0,499	0,000	1,000
desquerda		416	0,195	0,396	0,000	1,000
Transf1	Transf.per capita - Fundo de Participação dos Estados	416	378,475	471,989	4,639	2.078
Transf2	Transf. referentes a LC 87/96 (Lei Kandir)	416	9,029	12,400	0,000	61,502

Fontes:

Dados sobre transferências disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional;

Demais dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, disponíveis em <http://www.ipeadata.gov.br/>.

## 5.5 Resultados

### 5.5.1 Resultados Função Resposta

A Tabela 5.2 traz o coeficiente estimado para a função resposta das alíquotas tributárias dos Estados para os 15 bens analisados. Todas as regressões incluem as variáveis independentes (conforme descritas na Tabela 5.1) e os controles para efeito fixo e temporal. As colunas (1) e (3) da Tabela 5.2 trazem os resultados do MQO, no qual  $\sum_{j \neq i} w_{ij} \tau_{jt}$  é tratado

como exógeno, para as matrizes de contigüidade e densidade, respectivamente. As colunas (2) e (4) trazem os resultados do procedimento de variável instrumental utilizando a estimação por MMG, para as matrizes de contigüidade e densidade regional, respectivamente. Já a coluna (5) traz o modelo restrito, em que a proporção inversa de *Mills* é utilizada como variável explicativa na função resposta. O coeficiente para esta nova variável explicativa está na coluna (6).

O ponto inicial para a análise dos resultados parte da especificação em MMG para a matriz densidade regional, conforme pode ser visto na coluna (4). De maneira consistente com a literatura de modelos de função resposta espaciais, o coeficiente de interações tributárias é positivo para 14 dos 15 bens da amostra. Com exceção de manteiga e óleo de soja, todos os coeficientes estimados estão entre 0,21 e 0,77. Para feijão, por exemplo, o resultado sugere que para uma (um) diminuição (aumento) média(o) das alíquotas dos Estados vizinhos equivalente a um ponto percentual, a alíquota de ICMS do próprio Estado apresentaria uma alteração de 0,49 pontos percentuais na média. Se comparado os resultados da regressão em MMG (colunas 2 e 4) com os resultados da regressão em MQO (colunas 1 e 3), pode-se notar que os coeficientes da função resposta tendem a ser menores no último caso.

Os resultados mostram que os coeficientes estimados são significantes apenas para três bens (arroz, feijão e pão) nas regressões em MMG com a matriz densidade. Assim, apesar de apresentar coeficientes estimados próximos dos encontrados na literatura de interação espacial, os níveis de significância encontrados para a maioria dos bens estão abaixo dos reportados na mesma literatura.<sup>44</sup> Essa situação se mantém nas regressões de MMG para a matriz de contigüidade (coluna 2), onde apenas dois bens apresentam coeficientes estimados significantes (macarrão e sardinha).

---

<sup>44</sup> Vale ressaltar que o nível de significância dos coeficientes estimados nesta pesquisa são próximos aos encontrados por Karkalakos e Kotsogiannis (2007) para tributos corporativos nas províncias do Canadá (e.g. Tabelas 4 e 5; pp. 803 e 805, respectivamente).

Tabela 5.2: Resultados Coeficientes de Interação

Variável dependente: alíquota estadual de ICMS

Model	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(Matriz contiguidade)	(Matriz densidade)	(Matriz densidade)	(Matriz densidade)	(Modelo restrito) <sup>1</sup>	(Modelo restrito) <sup>1</sup>
	MQO	MMG	MQO	MMG	MMG	prop. inv. Mills
Feijão	0,143 (0,870)	-0,401 (-0,880)	0,245 (1,298)	0,494* (1,814)	-0,240 (-0,622)	4,654*** (3,719)
Carne Bovina	-0,097 (-0,556)	-0,439 (-0,765)	0,044 (0,242)	0,371 (1,375)	0,382 (1,362)	-0,485 (-0,404)
Pão	0,497*** (3,078)	1,230 (1,419)	0,369*** (2,995)	0,768** (2,195)	0,875** (2,276)	0,899 (1,095)
Manteiga	-0,637*** (-6,255)	0,628 (0,313)	-0,741*** (-7,556)	-0,660 (-1,274)	-0,723 (-1,308)	-1,375 (-1,290)
Far. Mandioca	-0,002 (-0,007)	0,247 (0,397)	-0,366** (-2,062)	0,284 (0,442)	0,478 (0,629)	3,176 (1,288)
Frango	-0,102 (-0,690)	0,335 (0,917)	0,064 (0,381)	0,399 (1,245)	0,427 (1,299)	-1,914* (-1,707)
Café	0,089 (0,698)	0,573 (1,545)	0,107 (1,039)	0,300 (1,389)	0,394* (1,683)	-1,784 (-1,261)
Leite	-0,252 (-1,384)	-0,174 (-0,738)	-0,188 (-1,285)	0,206 (0,660)	0,445 (1,155)	4,672** (2,215)
Macarrão	0,182 (1,036)	0,622* (1,876)	0,105 (0,632)	0,320 (1,389)	0,468* (1,952)	-2,880*** (-2,609)
Leite em Pó	-0,026 (-0,152)	0,574 (1,521)	-0,403** (-2,574)	0,251 (0,421)	1,395 (0,680)	3,270 (0,839)
Arroz	0,074 (0,400)	-0,576 (-1,360)	0,306* (1,854)	0,446* (1,869)	0,295 (1,211)	2,772*** (2,646)
Sal	-0,327* (-1,945)	-0,067 (-0,162)	-0,276 (-1,607)	0,590 (1,057)	0,639 (1,098)	-0,939 (-0,915)
Sardinha	-0,216 (-1,345)	0,947* (1,794)	-0,036 (-0,227)	0,416 (1,473)	0,501 (1,279)	-0,084 (-0,056)
Óleo de soja	-0,365** (-2,518)	-0,001 (-0,003)	-0,079 (-0,501)	0,001 (0,002)	0,058 (0,218)	3,833*** (4,270)
Açúcar	-0,074 (-0,560)	0,288 (0,912)	-0,048 (-0,401)	0,430 (1,235)	0,179 (0,511)	4,110*** (5,032)

Obs:<sup>1</sup> para o modelo restrito é usada a matriz densidade;

em parênteses estão as estatísticas t, desvio padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação;

Para o modelo restrito: em parênteses estão estatísticas t calculadas por *bootstrap* com 100

replicações e matriz de covariância robusta para heterocedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos e efeitos temporais;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Fonte: elaboração própria

Tabela 5.3: Resultados Coeficientes demais variáveis explicativas  
Variável dependente: alíquota estadual de ICMS

	Feijão	Carne bovina	Pão	Manteiga	Far. Mandioca	Frango	Café	Leite	Macarrão	Leite em pó	Arroz	Sal	Sardinha	Óleo de soja	Acúcar
Transf1	-0,013*** (-2,763)	-0,002 (-0,564)	-0,001 (-0,266)	0,000 (0,126)	-0,004 (-0,540)	-0,003 (-1,017)	-0,004 (-0,833)	-0,003 (-0,822)	-0,004 (-1,078)	0,003 (0,181)	-0,011*** (-2,628)	-0,005 (-1,101)	0,002 (0,776)	-0,010** (-2,364)	-0,007** (-2,456)
Transf2	0,023 (0,856)	-0,024 (-1,012)	0,022 (0,614)	-0,036 (-1,121)	0,026 (0,454)	0,024 (1,059)	0,037** (2,007)	-0,126* (-1,126)	-0,038** (-2,222)	0,152 (0,290)	0,017 (0,896)	-0,000 (-0,006)	0,010 (0,477)	0,030 (1,208)	0,000 (0,015)
Pop log	32,124 (1,561)	14,095 (0,769)	-43,946*** (-2,972)	6,434 (0,357)	-2,112 (-0,033)	37,988* (1,805)	-39,622 (-1,636)	-32,672 (-1,622)	-32,442** (-2,268)	44,967 (0,395)	1,961 (0,130)	58,446*** (2,708)	79,539*** (3,758)	2,454 (0,141)	39,174** (2,489)
Pop <sup>2</sup>	-3,707** (-2,184)	-1,645 (-1,185)	3,419*** (3,052)	-1,108 (-0,762)	0,051 (0,014)	-3,542** (-2,383)	2,747 (1,542)	2,339 (1,366)	2,233** (2,160)	-3,433 (-0,383)	-1,063 (-0,899)	-5,603*** (-3,298)	-6,745*** (-3,630)	-1,606 (-1,053)	-3,227*** (-2,603)
Dens	0,110** (2,167)	-0,026 (-0,565)	0,066 (1,502)	-0,161*** (-3,204)	0,065 (0,523)	0,048 (1,305)	0,084* (1,938)	0,110* (1,702)	0,002 (0,046)	-0,004 (-0,035)	0,075** (1,994)	0,098** (2,238)	-0,022 (-0,387)	0,111** (2,366)	0,097* (1,946)
Domic	2,538 (1,416)	3,231 (1,401)	-2,341 (-1,327)	-0,894 (-0,371)	0,134 (0,023)	-0,705 (-0,470)	-4,358** (-2,184)	-7,287*** (-3,111)	3,149* (1,747)	6,703 (0,278)	-0,652 (-0,423)	-3,096 (-0,909)	0,472 (0,082)	0,000 (0,459)	0,741 (0,380)
Pobres	3,210 (0,448)	6,275 (1,027)	5,202 (0,962)	16,287*** (2,595)	8,629 (0,651)	10,247** (2,024)	11,043* (1,688)	4,144 (0,614)	-0,077 (-0,016)	44,709 (0,306)	3,872 (0,666)	10,396 (1,171)	5,441 (0,470)	3,209 (0,453)	5,955 (1,002)
Theil	-6,090* (-1,840)	0,283 (0,089)	-1,239 (-0,405)	-3,734 (-1,285)	-2,662 (-0,308)	0,075 (0,036)	3,874 (1,156)	-7,881* (-1,951)	3,629 (1,552)	-11,495 (-0,261)	0,025 (0,010)	0,136 (0,057)	-4,294 (-0,646)	-3,891 (-1,547)	-5,683** (-2,213)
Renda	0,385 (0,173)	2,830 (1,135)	1,250 (0,579)	6,151** (2,495)	2,195 (0,791)	4,995** (2,250)	4,015 (1,225)	-0,491 (-0,162)	2,139 (1,139)	12,306 (0,466)	-1,232 (-0,465)	7,322** (2,211)	5,350 (1,263)	-0,976 (-0,400)	2,585 (1,118)
Desemp	0,287*** (2,577)	-0,009 (-0,076)	0,022 (0,314)	0,018 (0,158)	0,081 (0,191)	-0,129 (-0,745)	0,131 (1,203)	0,219 (1,487)	-0,244** (-2,045)	0,233 (0,199)	0,323*** (3,253)	0,183* (1,645)	0,123 (1,417)	0,404*** (3,457)	0,516*** (4,560)
Ocupação	-1,262 (-1,047)	-1,950 (-1,193)	-0,702 (-0,547)	-0,341 (-0,166)	-0,744 (-0,438)	1,251 (1,063)	2,146* (1,931)	1,989 (1,493)	-3,523** (-2,500)	-4,860 (-0,266)	0,356 (0,371)	4,216 (1,467)	2,108 (0,663)	-0,000 (-0,348)	0,226 (0,189)
deleição	-0,767 (-0,855)	-0,403 (-0,395)	-0,238 (-0,246)	-0,152 (-0,184)	0,028 (0,017)	-0,747 (-0,905)	0,039 (0,040)	3,451 (1,029)	0,363 (0,432)	-8,883 (-0,213)	-0,776 (-0,726)	-6,041 (-0,247)	0,193 (0,112)	-0,562 (-0,975)	-0,257 (-0,302)
desquerda	0,780* (1,796)	0,070 (0,128)	-0,276 (-0,713)	-0,124 (-0,254)	0,172 (0,066)	1,122 (1,576)	1,208 (1,637)	-0,405 (-0,815)	-0,691 (-1,633)	1,050 (0,681)	0,250 (0,514)	0,309 (0,379)	1,402 (1,601)	0,616 (1,314)	1,309*** (2,612)
ddireita	1,108** (2,069)	1,198* (1,878)	1,109* (1,930)	-0,628 (-0,773)	0,447 (0,350)	2,836** (2,568)	1,405** (2,227)	-0,192 (-0,327)	-1,159* (-1,923)	-1,302 (-0,174)	1,502*** (2,771)	0,062 (0,063)	1,071** (2,110)	0,382 (0,674)	1,196** (2,292)

Obs: em parênteses estão estatísticas t calculadas por *bootstrap* com 100 replicações e matriz de covariância robusta para heterocedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos e efeitos temporais;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Fonte: elaboração própria



Mais importante, se o resultado da especificação em MMG do modelo irrestrito for comparado com seu equivalente no modelo restrito, é possível assinalar duas diferenças principais. Em primeiro lugar, para nove bens (café, carne bovina, frango, leite, leite em pó, macarrão, pão, sal e sardinha), os coeficientes estimados para o parâmetro de interação tributária entre Estados é maior. Para este conjunto de bens, o coeficiente estimado para a proporção inversa de *Mills* é significativo. E apenas para frango, esse último coeficiente é significativo, mas o coeficiente de interação é quase idêntico. Em segundo lugar, a inclusão da nova variável explanatória produz estimativas de coeficientes de interação estatisticamente diferentes. Para arroz e feijão, o coeficiente anteriormente estimado como significativo é substituído por um insignificante. Para café e macarrão ocorre o inverso.

Em relação às demais variáveis explicativas, elas se encontram na Tabela 5.3. De maneira sucinta, pode-se afirmar que os coeficientes estimados apresentam a direção esperada. As alíquotas de ICMS apresentam relação positiva com renda per capita e, o coeficiente para esta variável é significativo em três casos. Adicionalmente, quanto maior a taxa de desemprego e o percentual de pobres, maiores as alíquotas de ICMS. Os coeficientes estimados são significantes para cinco e três bens respectivamente. Para esses casos, o sinal dos coeficientes pode estar refletindo um aumento de demanda por serviço social e serviços públicos. Ademais, o coeficiente para índice de desigualdade é negativamente relacionado às alíquotas de ICMS, mas significativo em apenas três dos bens da amostra. Diferentemente, os sinais estimados para os efeitos lineares e não lineares da população apresentam direções contraditórias. Isso pode ser explicado pela combinação de dois efeitos diversos. Se por um lado, a existência de economia de escala pode levar a um sinal negativo no parâmetro, por outro lado, a existência do regime de origem no recolhimento do tributo pode levar a aumento das alíquotas, pois Estados com maior população tendem a apresentar base tributária maior.<sup>45</sup> Já os coeficientes estimados para transferências são majoritariamente insignificantes.<sup>46</sup>

Em relação as variáveis independentes relacionadas a aspectos políticos dos Estados, os coeficientes estimados para ano eleitoral não apresentam significância na amostra analisada.<sup>47</sup> Por outro lado, quando as *dummies* de orientação ideológica de partidos políticos são estatisticamente significante, os resultados sugerem que Estados comandados por políticos de partidos de direita tendem a subir a alíquota. Isto ocorre em oito dos bens analisados:

<sup>45</sup> Isto é ressaltado por Kanbur e Keen (1993).

<sup>46</sup> Vale ressaltar que também foram investigados se os Estados com importante participação na produção agrícola dos bens dessa amostra tendem a apresentar menor alíquotas do tributo. Alguns resultados confirmam essa hipótese, porém essa variável foi excluída da função resposta por apresentar endogeneidade.

<sup>47</sup> É importante lembrar que só existem três anos eleitorais na amostra, já que 1994 é excluído da regressão.

açúcar, arroz, café, carne bovina, feijão, frango, pão e sardinha. Este resultado pode estar refletindo dois acontecimentos. Primeiro, interações estaduais das alíquotas dos tributos podem ser maiores em governos comandados por partidos de direita porque esses preferem aumentar o tributo apenas quando seus vizinhos fazem o mesmo. Ou ainda, os partidos de direita poderiam estar menos identificados com a parcela de eleitores menos ricos da população e, portanto, poderiam aumentar o custo da cesta básica local com menos impacto eleitoral. De qualquer forma, faltam elementos nos resultados para aprofundar essa análise.

Por fim, o resultado do modelo restrito indica que a variável de escolha tributária pode ser importante na especificação, pois pode estar correlacionada com outras variáveis explicativas e sua ausência pode levar a estimação de coeficientes viesados.

### 5.5.2 Resultados Escolha Tributária

Nesta subseção são reportados os resultados da especificação para a escolha tributária. A mudança principal ocorre na variável dependente, agora definida como variável binária, a partir da presença ou não do bem na cesta básica estadual, conforme discutido na subseção 5.3.2. Ademais, agora são utilizados apenas efeitos temporais, uma vez que os efeitos fixos de unidades são colineares com a variável dependente.<sup>48</sup> Os resultados para o modelo restrito para a matriz de densidade regional estão na Tabela 5.4.

---

<sup>48</sup> Isso se deve ao fato que as *dummies* de localidade apresentam forte colinearidade com a variável dependente e a matriz Hessiana se torna instável ou assimétrica.

Tabela 5.4: Resultados Coeficientes escolha fiscal  
Variável dependente: alíquota estadual de ICMS

	Feijão	Carne bovina	Pão	Manteiga	Far. Mandioca	Frango	Café	Leite	Macarrão	Leite em pó	Arroz	Sal	Surdinha	Óleo de soja	Açúcar
$W_{ij}$ (escolha tributária)	0,480 (1,276)	0,554 (1,602)	-0,083 (-0,141)	2,208 (1,088)	-0,414 (-1,388)	0,025 (0,102)	0,536 (1,244)	0,862*** (2,612)	0,703*** (2,507)	-0,098 (-0,499)	0,705* (1,779)	0,245 (0,657)	-0,531*** (-3,107)	0,668 (1,519)	0,358 (1,447)
Transf1	-0,000*** (-2,858)	-0,001** (-2,567)	0,001 (1,606)	-0,000 (-0,645)	-0,000 (-0,640)	-0,000 (-0,432)	0,001** (2,163)	0,000 (0,818)	0,001* (1,659)	0,000* (1,916)	-0,001*** (-2,684)	0,000 (1,204)	0,000 (0,690)	-0,001*** (-4,495)	-0,000 (-0,711)
Transf2	0,004* (1,925)	-0,002 (-1,050)	0,012*** (3,429)	-0,007 (-1,219)	-0,005 (-1,551)	-0,007** (-2,240)	-0,000 (-0,116)	-0,008** (-2,365)	0,004 (1,263)	0,003 (1,376)	0,003 (1,376)	0,006** (2,142)	0,010*** (3,383)	0,002 (0,694)	-0,001 (-0,248)
Pop log	-1,124* (-1,872)	-2,854*** (-2,726)	2,919** (2,226)	-0,261 (-0,145)	-1,068 (-1,191)	-2,130** (-2,018)	3,582*** (3,349)	-0,769 (-0,609)	4,120*** (3,031)	1,863** (2,270)	-1,747* (-1,934)	2,006* (1,921)	1,762* (1,911)	-3,587*** (-3,873)	0,801 (0,782)
Pop <sup>2</sup>	0,060* (1,662)	0,179*** (2,792)	-0,177** (-2,213)	0,015 (0,141)	0,065 (1,214)	0,147** (2,216)	-0,217*** (-3,427)	0,067 (0,899)	-0,260*** (-3,160)	-0,108** (-2,155)	0,098* (1,783)	-0,121* (-1,914)	-0,107* (-1,902)	0,208*** (3,743)	-0,048 (-0,779)
Dens	-0,001* (-1,655)	-0,003*** (-3,041)	0,003* (1,948)	-0,001 (-0,888)	-0,001** (-2,083)	-0,001 (-1,256)	-0,001 (-0,806)	-0,002 (-1,306)	0,002* (1,856)	-0,001** (-2,240)	-0,001* (-1,699)	0,001 (0,977)	0,003*** (3,268)	-0,001 (-0,903)	-0,000 (-0,614)
Domic	0,000 (0,686)	0,000** (2,330)	-0,000 (-1,043)	-0,000 (-0,526)	0,000 (0,752)	-0,000 (-0,375)	0,000* (1,885)	0,000 (0,468)	-0,000* (-1,805)	0,000 (1,016)	-0,000 (-0,255)	0,000 (0,286)	-0,000*** (-3,851)	0,000 (0,730)	0,000 (0,104)
Pobres	-0,222 (-0,418)	-0,251 (-0,352)	0,659 (1,041)	0,983 (0,592)	0,873 (1,631)	0,128 (0,238)	-0,771 (-1,307)	-1,463** (-2,168)	0,868 (1,250)	1,979*** (4,915)	0,369 (0,478)	-0,174 (-0,262)	1,684*** (3,305)	-0,181 (-0,287)	-0,628 (-0,983)
Theil	-0,703*** (-2,603)	-0,871*** (-2,625)	-0,732* (-1,956)	-0,699 (-1,007)	-0,938*** (-3,260)	-0,629** (-2,082)	-0,770** (-2,468)	-0,559 (-1,637)	-0,665* (-1,751)	-0,780*** (-3,408)	-0,862*** (-2,356)	-0,251 (-0,772)	-1,362*** (-4,641)	-0,619* (-1,897)	-0,577* (-1,779)
Renda	-0,365* (-1,829)	-0,350 (-1,595)	0,601*** (2,638)	-0,192 (-0,595)	0,121 (0,579)	0,203 (0,914)	-0,650*** (-2,914)	-0,532*** (-1,989)	0,331 (1,431)	0,380* (1,867)	-0,155 (-0,577)	-0,385* (-1,770)	0,614*** (3,214)	-0,447** (-2,173)	-0,356 (-1,526)
Desemp	0,006 (0,706)	0,031** (2,429)	0,009 (0,652)	0,077** (2,446)	0,017 (1,514)	0,059*** (4,768)	0,020* (1,702)	0,027** (2,183)	0,045*** (3,899)	0,032*** (3,033)	0,004 (0,244)	0,005 (0,426)	0,012 (0,966)	0,010 (0,788)	0,028** (2,560)
Ocupação	-0,000 (-0,522)	-0,000*** (-2,700)	0,000 (1,317)	0,000 (0,541)	-0,000 (-0,699)	-0,000 (-0,540)	-0,000 (-1,195)	-0,000 (-0,693)	0,000** (2,274)	-0,000 (-0,885)	0,000 (0,295)	-0,000 (-0,312)	0,000*** (3,538)	-0,000 (-1,232)	-0,000 (-0,361)
deleição	-0,030 (-0,651)	0,031 (0,390)	-0,036 (-0,368)	0,061 (0,433)	0,002 (0,031)	0,076 (0,769)	-0,002 (-0,018)	0,047 (0,552)	-0,010 (-0,099)	0,007 (0,080)	-0,022 (-0,311)	-0,048 (-0,606)	-0,039 (-0,448)	-0,048 (-0,858)	-0,011 (-0,164)
desquerda	-0,018 (-0,283)	0,081 (1,200)	0,170** (2,359)	0,010 (0,094)	-0,119 (-1,614)	-0,281*** (-3,990)	0,185*** (2,710)	0,119 (1,617)	0,132* (1,665)	0,107 (1,477)	0,000 (0,000)	0,115 (1,333)	-0,208*** (-3,177)	-0,017 (-0,289)	0,229*** (3,626)
ddireita	0,120** (2,283)	-0,212*** (-3,014)	0,322*** (4,511)	-0,231 (-1,309)	0,014 (0,203)	-0,370*** (-5,547)	0,081 (1,134)	-0,019 (-0,240)	0,258*** (3,607)	-0,176*** (-2,848)	0,013 (0,196)	0,176*** (2,715)	-0,038 (-0,553)	0,016 (0,233)	0,127** (1,964)

Obs: em parênteses estão as estatísticas t, desvio padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Fonte: elaboração própria

Os coeficientes mostram que um resultado positivo e significativo para o parâmetro de interação da escolha tributária é encontrado em apenas três bens da amostra: arroz, leite e macarrão. Já em relação as variáveis políticas, o ano eleitoral continua sendo irrelevante para a decisão fiscal. A orientação ideológica partidária se mostra igualmente importante: enquanto são encontrados coeficientes positivos e significantes para seis bens quando o partido no comando do Governo está mais identificado à direita do espectro político, o mesmo ocorre para cinco bens com partidos de esquerda. Desse modo, não parece haver influência da orientação ideológica sobre a escolha fiscal.

Entre as demais variáveis socioeconômicas duas merecem comentário em especial. O coeficiente estimado de desemprego aparece positivamente associado a inclusão de um bem na cesta básica local e é significativo para oito bens. De maneira inesperada, o coeficiente de desigualdade está negativamente relacionado à inclusão de um bem no tratamento tributário preferencial. O coeficiente estimado é negativo e significativo em 12 bens da amostra.

De forma sucinta, pode-se dizer que os coeficientes estimados para as demais variáveis acrescentam informações dissonantes sobre suas relações com a definição da escolha fiscal. É o caso dos coeficientes estimado para população, nos quais entre os 11 casos em que o coeficiente é significativo, seis casos apresentam sinal positivo e cinco casos sinal negativo. Essa ausência de tendência clara também é encontrada nas variáveis de densidade, transferência e renda per capita. Por fim, a pequena significância encontrada nas interações estratégicas entre Estados vizinhos e o próprio Estado na escolha fiscal sugere que a decisão de incluir ou não bens no regime tributário diferenciado por meio da cesta básica estadual é sobretudo uma decisão interna, menos suscetível as idéias de competição horizontal.

## 5.6 Observações Finais sobre Competição Horizontal nos Bens da Cesta Básica

Esta seção procurou investigar interações espaciais na escolha tributária e na definição de alíquotas de tributos entre unidades locais de governo no Brasil. Foram estimadas as funções respostas dos Estados para escolha e alíquota fiscal. Os resultados sugerem que as interações são pouco importantes nas decisões fiscais dos Estados. É mais provável que estas decisões sigam orientações internas. Por outro lado, a inclusão da variável de escolha tributária na especificação alterou significativamente o coeficiente estimado para interação da

alíquota em quatro dos quinze bens analisados. As estimativas indicam que a escolha tributária pode ser uma importante variável explicativa nas decisões fiscais dos Estados. Esse resultado sugere, conforme notado por Hettich e Winer (1984) que as decisões fiscais locais ocorrem em torno da estrutura tributária, o que inclui, além da definição da alíquota, extensão da base tributária e listas de tratamentos especiais, como deduções e isenções fiscais.

## 6. COMPETIÇÃO FISCAL VERTICAL

### 6.1 A Competição Fiscal entre Estados e Federação

Em uma Federação, como no caso do Brasil, decisões em torno da estrutura fiscal podem ser influenciadas simultaneamente pelas escolhas dos governos dos Estados e pelas escolhas do governo Federal. Por essa razão, interações nas estratégias tributárias podem dar origem a dois tipos de externalidade: horizontal e vertical (Karkalakos e Kotsogiannis, 2007). No primeiro caso, decisões de diferentes unidades dentro de uma mesma esfera de governo, no caso estadual, podem afetar as escolhas de outras unidades. No segundo caso, as decisões do governo central, no caso Federal, podem influenciar as escolhas de unidades políticas de outras esferas de governo, no caso Estados.

Em economia do setor público, o caso no qual diferentes esferas de governo podem alterar a estrutura tributária que incide sobre uma mesma base de arrecadação, é denominada de coexistência tributária, ou co-ocupação da base. Nesse caso, diferentes esferas de governo detêm o poder de alterar os tributos que incidem sobre uma mesma base fiscal (Esteller-Moré e Sole-Ollé, 2001). Quando diferentes esferas de governo ignoram os efeitos de suas decisões tributárias sobre as demais, a carga fiscal tende a ser superior à encontrada no caso de um governo único (Dahlby, 1996).

Por esse motivo, é importante compreender os efeitos dessas decisões conjuntamente, pois a carga fiscal definida por uma esfera de governo, Federal por exemplo, afeta a arrecadação tributária de outra esfera, Estadual por exemplo, sobre a mesma base. Conforme assinala Esteller-Moré e Sole-Ollé (2001), no caso de uma federação com diversos governos estaduais, é mais factível assumir que o governo federal preocupado em estabelecer uma lei federal válida para todo país, não apresente uma função resposta para cada Estado do país, mas sim cada Estado reaja às decisões do governo central e possivelmente seja influenciado pelos Estados vizinhos.

Keen (1998) assinala que quando a função objetivo de um determinado governo é maximizar a receita tributária, a resposta da esfera local para uma alteração tributária da unidade central pode ser positiva ou negativa. Conforme destaca Devereux et al. (2007) e Keen (1998), a direção da resposta depende da elasticidade da base fiscal, ou em outras palavras, da elasticidade preço demanda dos bens tributados. Keen (1998) mostra que quando

a elasticidade da base fiscal é constante, a função resposta das unidades locais para uma alteração tributária federal é positiva, ao contrário do caso no qual a elasticidade da base fiscal é linear, para o qual a resposta é negativa (e. g., pág. 462). Já Devereux et al. (2007) sugerem que quando as compras de consumidores em outras unidades da Federação próximas à fronteira do seu Estado não é relevante (caso mais parecido com o brasileiro, onde as áreas mais densamente povoadas são as capitais estaduais e estas normalmente não são próximas umas das outras), os governos locais respondem negativamente a um aumento do tributo federal quando a demanda é linear, e positivamente quando a demanda do bem tributado é iso-elástica. Besley e Rosen (1998), por sua vez, mostram que quando o governo federal aumenta seus tributos, o consumo do bem tributado tende a cair. Para manter a sua receita tributária como o novo nível de demanda mais baixa, os Estados tendem a aumentar o tributo local, resultado do chamado efeito arrecadação (*'revenue effect'*, em inglês, Besley e Rosen, 1998).

Estudos empíricos também encontram resultados diversos para a competição fiscal entre governos centrais e locais. Besley e Rosen (1998) encontram que os governos estaduais nos E.U.A. respondem positivamente para mudança nos impostos federais sobre cigarros e gasolina. Porém, somente no primeiro caso esse efeito é significativo. Devereux et al. (2007), também consideram o mercado norte-americano, mas incluem no modelo a função resposta dos Estados (interação horizontal), e obtêm que os impostos federais apresentam um efeito também positivo para cigarro e gasolina, mas este é significativo apenas o segundo bem. Rizzo (2009) estuda a tributação vertical de cigarros no Canadá e encontra que o tributo federal também apresenta um efeito positivo e significativo sobre os tributos locais. Por fim, Fredriksson e Manum (2007) estudam a tributação de cigarros nos E.U.A., porém sobre um período diferente de análise dos demais autores, e concluem que o tributo federal pode apresentar um efeito negativo, isto é reduzir, o tributo estadual.

O objetivo principal dessa Seção é investigar o efeito dos tributos federais nas políticas fiscais estaduais para cigarro e gasolina, tanto em termos de direção como em magnitude da decisão fiscal. Adicionalmente, é investigado se as decisões dentro de um Estado são afetadas pelas escolhas dos demais Estados vizinhos, e qual o peso de fatores socioeconômicos nessa decisão.

Para responder a pergunta sobre qual a direção de co-ocupação da base tributária para cigarro e gasolina no Brasil e controlar políticas adotadas na vizinhança da unidade de análise, esta seção está dividida em seis subseções, além desta introdução. Na próxima subseção é realizada uma breve descrição das teorias de competição fiscal. Na subseção seguinte é feita

uma breve discussão da legislação tributária para os bens em análise. Nas subseções quatro e cinco, são apresentados o modelo teórico e o banco de dados, respectivamente. A subseção seis traz os resultados e a subseção sete apresenta a conclusão.

## 6.2 Teorias de Competição Vertical

Enquanto na Seção 5 foram discutidas as teorias relacionadas a competição horizontal, nesta subseção é discutida a questão da competição vertical, que trata das interações entre diferentes esferas de um país, como é o caso dos Governos Estaduais e do Governo Federal no Brasil.

Conforme destacam diversos autores, entre eles Wilson (1999), a origem da competição vertical ocorre quando existe a incidência de tributos federais e estaduais sobre uma mesma base fiscal. O problema surge, prossegue Wilson (1999), porque a incidência de tributo federal afeta o tamanho da base tributária estadual e vice-versa. Assim, tem origem um problema de externalidade negativa: para compensar a diminuição da base fiscal a outra esfera de governo decide aumentar o seu tributo também e isso pode levar a alíquotas bastante elevadas em todos os âmbitos.

Sob este cenário, existe uma complementaridade entre as ações do governo central e dos Estados. Assim, relembra Wilson (1999), diferentemente dos casos de competição horizontal, a competição vertical entre diferentes esferas de Governo pode ser atenuada por um governo Federal benevolente. Um Governo benevolente, destaca Keen (1998) tentaria se aproximar da figura de um Governo único, cujo objetivo é obter uma política fiscal uniforme e socialmente ótima, assumindo-se que as informações estão disponíveis em todas as esferas administrativas. Por isso, destaca Wilson (1999), o melhor cenário segundo critérios de eficiência e bem-estar, acontece quando o governo central é benevolente e faz o primeiro movimento de decisão fiscal, influenciando positivamente os membros da Federação.

Porém, a hipótese de um Governo benevolente está baseada em premissas consideradas bastante restritivas. Keen (1998) identifica três limitações neste modelo. Primeiro, o Governo Federal pode não dispor dos instrumentos necessários para implementar uma política fiscal unificada e ótima. Subsídios e alíquotas discricionárias por unidades locais podem não estar disponível na magnitude ou direção necessária para uma equalização fiscal. Segundo, continua Keen (1998), a idéia de um Governo Federal como um líder que faz o



primeiro movimento, não é um caso geral, principalmente nos casos de interações simultâneas, no qual a ordem das interações entre esferas de Governo não é clara e pode variar no decorrer do tempo. Por fim, mesmo agindo como um líder, ainda existe a possibilidade desse Governo não ser benevolente e esse fato gerar distorções em suas decisões fiscais.

Esse último caso ficou conhecido na literatura de competição fiscal como modelo Leviatã, nome empregado no trabalho pioneiro de Brennan e Buchanan (1977). Neste modelo, o governo central procura maximizar a sua receita, e o aumento do bem estar funciona como uma restrição a função de maximização desse modelo. Um Governo Leviatã irá estipular alíquotas mais elevadas em bases fiscais menos elásticas em relação ao preço. Assim, prosseguem Hettich e Winer (1999), a incidência em bases fiscais maiores, como é o caso dos tributos indiretos sobre o consumo, são preferidas por dificultarem os casos de evasão fiscal. Além disso, neste modelo a estrutura fiscal tende a ser regressiva. Ainda para Hettich e Winer (1999), o caso de um governo Leviatã poderia ser interpretado como um caso de um monopolista que consegue maximizar seus lucros por meio da fixação de preços, no caso alíquotas de tributos, com discriminação perfeita.

Wilson (1999) conclui que, quando o Governo Federal não consegue fixar uma política fiscal única e ótima e tampouco consegue influenciar as decisões dos governos estaduais, seja porque enfrenta limitações informacionais ou não consegue obter comprometimento dos Estados, ou ainda porque não é um governo benevolente, é mais provável que existam ineficiências alocativas nas escolhas fiscais e alíquotas de tributos mais elevadas.

Em torno dessa discussão, Keen (1998) lança a pergunta se então, diante das restrições para a existência de um Governo Federal benevolente, deve-se esperar uma elevação dos tributos estaduais após uma elevação dos tributos federais na mesma base fiscal. No caso se um Governo maximizador de receita fiscal o resultado pode ser nas duas direções: um aumento da alíquota do tributo federal pode causar tanto uma diminuição como um aumento das alíquotas dos tributos estaduais. Esse resultado, assinala Keen (1998), vai depender da inclinação e da elasticidade da curva de demanda de cada bem em seu respectivo mercado.

Por esse motivo, é necessária uma investigação empírica para compreender se os tributos federais e estaduais são, nas palavras de Keen (1998), estrategicamente substitutos (o aumento da alíquota do tributo federal provoca a diminuição das alíquotas dos correspondentes estaduais) ou estrategicamente complementares (o aumento da alíquota do tributo federal provoca o também aumento das alíquotas dos correspondentes estaduais).

Antes de iniciar a discussão metodológica, é feita uma breve análise da legislação tributária indireta no país.

Uma síntese das teorias de competição fiscal discutidas na seção 5 e 6 se encontram na Tabela 6.1.

Tabela 6.1: Quadro Síntese dos Principais Modelos de Competição Fiscal

Modelo	Tipo de Interação	Efeito Esperado
Transbordamento fiscal	Horizontal	Aumento de alíquota do Tributo Estadual em unidades vizinhas provoca o aumento de alíquota do tributo local da unidade em questão.
Competição Tributária	Horizontal	
Competição Política	Horizontal	
Estado Benevolente	Vertical	Após um aumento de alíquota do tributo Federal, a unidade Estadual, aumenta o tributo local.
Estado Levia-tã	Vertical	Aumento da alíquota do Tributo Federal sobre o Tributo Estadual pode ser negativo ou positivo, resultado depende da elasticidade preço demanda do bem.

Fonte: elaboração própria a partir de Keen (1998), Revelli (2005) e Wilson (1999).

### 6.3. Tributação de Cigarro e Gasolina no Brasil

A tributação de cigarros e de combustíveis no Brasil são exemplos de coexistência da base fiscal. Enquanto no primeiro caso o Governo Federal recolhe o Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI), no segundo caso o governo recolhe a Contribuição de Intervenção no Domínio Econômico (CIDE). Já os Estados definem as alíquotas do Imposto sobre Operações Relativas à Circulação de Mercadorias e Serviços de Transporte Interestadual e Intermunicipal e de Comunicações (ICMS).

No caso do IPI para cigarro, desde 1992 até maio de 1999, a cobrança do tributo era definida por uma alíquota percentual de 41,25% (de acordo com o Decreto nº 630, de 12 de agosto de 1992).<sup>49</sup> Neste caso, o tributo era calculado com base na aplicação da alíquota sobre o valor de comercialização do bem. Tratava-se de um tributo *ad-valorem* e *tax inclusive*, no qual a alíquota está inclusa no preço.

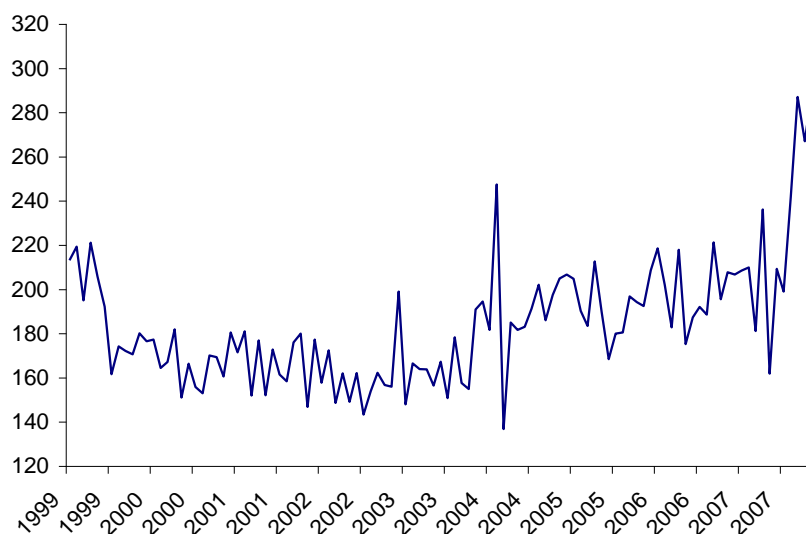
<sup>49</sup> Na verdade, a alíquota definida em lei era de 330% sobre uma base de cálculo de 12,5% sobre o preço de venda do varejo (Receita Federal, 2009).

A partir de 1º de junho de 1999, de acordo com o Decreto nº 3.070, as alíquotas de IPI passaram a seguir valores unitários em Reais por vintena e de acordo com uma classificação de tipos, segundo tamanho e material de embalagem. As marcas de cigarros, de acordo com o art. 154 do Decreto nº 4.544, de 26 de dezembro de 2002, passaram a ser distribuídas nas seguintes classes:

- “I - Classe IV: marcas apresentadas em embalagem rígida e versões dessas mesmas marcas em embalagem maço, de comprimento superior a 87 milímetros;
- II - Classe III: marcas apresentadas em embalagem rígida e versões dessas mesmas marcas em embalagem maço, de comprimento até 87 milímetros;
- III - Classe II: outras marcas apresentadas em embalagem maço, de comprimento superior a 87 milímetros; e
- IV - Classe I: outras marcas apresentadas em embalagem maço, de comprimento até 87 milímetros.” (Secretaria da Receita Federal, 2010).

A mudança da forma de cálculo do IPI em 1999 de uma alíquota percentual para um valor específico cobrado por vintena vendida representou uma queda no valor do tributo devido pelas empresas produtoras. De acordo com Iglesias (2008), o valor recolhido por vintena caiu para cerca de 20% a 25% do preço do cigarro em 1999. Esse impacto pode ser percebido na Figura 6.1. A partir de julho de 1999 houve uma queda da arrecadação do IPI. É também verificado um aumento na arrecadação após a elevação do IPI em janeiro de 2004 e principalmente após julho de 2007. Um quadro resumo dos reajustes do valor do IPI por vintena pode ser verificado na Tabela 6.2.

Figura 6.1: Arrecadação de IPI sobre Cigarro de 1992 a 2007 (em R\$ milhões)



Fonte: Secretaria da Receita Federal (2010)

Já a CIDE foi instituída pela Emenda Constitucional 33 de 11 de dezembro de 2001, que estabeleceu esta contribuição federal sobre metros cúbicos comercializados de gasolina, entre outros bens combustíveis. Assim como no caso do IPI para cigarros, a CIDE para gasolina é um tributo com valor específico, calculado com base no montante comercializado. Para esta pesquisa foram consideradas as alíquotas para a classe I, pois os cigarros mais vendidos no país pertencem a esta categoria. De acordo com a Secretaria da Receita Federal (2010), cerca de 68% dos cigarros produzidos no Brasil pertencem a classe fiscal I.

Entre 2001 e 2007, houve três alterações de alíquotas de CIDE conforme definidos pelo governo Federal. Os valores da CIDE também podem ser verificados na Tabela 6.2.

Tabela 6.2: Alíquotas Federais

<i>IPI</i>					
Vigência	jun/99	dez/02	jan/04	jul/07	mai/09
R\$/vintena*	0,35	0,385	0,469	0,619	0,764
<i>CIDE</i>					
Vigência	jan/02	jan/03	mai/04	mai/08	jun/09
R\$ por m <sup>3</sup>	860	541,1	280	180	230

\* para classe fiscal I.

Obs: até mai/99 o IPI era recolhido sobre uma alíquota efetiva de 41,25%.

Fonte: Receita Federal.

No âmbito estadual, a arrecadação segue um regime peculiar em que convivem simultaneamente os princípios de origem e de destino. Dessa forma, parte da receita do ICMS fica com o Estado produtor e parte com o Estado de destino final da mercadoria. Desde que respeitada as alíquotas interestaduais definidas por Lei Federal, a alíquota interna de ICMS é definida por cada Estado. O poder de decisão sobre a estrutura tributária (base e alíquotas) está concentrado no Poder Executivo. Já o montante devido de imposto é calculado com base na aplicação da alíquota sobre o preço comercializado do bem. Desse modo, o ICMS é um tributo do tipo *tax-inclusive* no qual o cálculo de sua alíquota é obtido como uma fração do preço incluído o imposto.<sup>50</sup>

Ainda incidem sobre cigarro e gasolina duas contribuições federais, a saber: Contribuição para Fins Sociais (COFINS) e Contribuição para programas de integração social

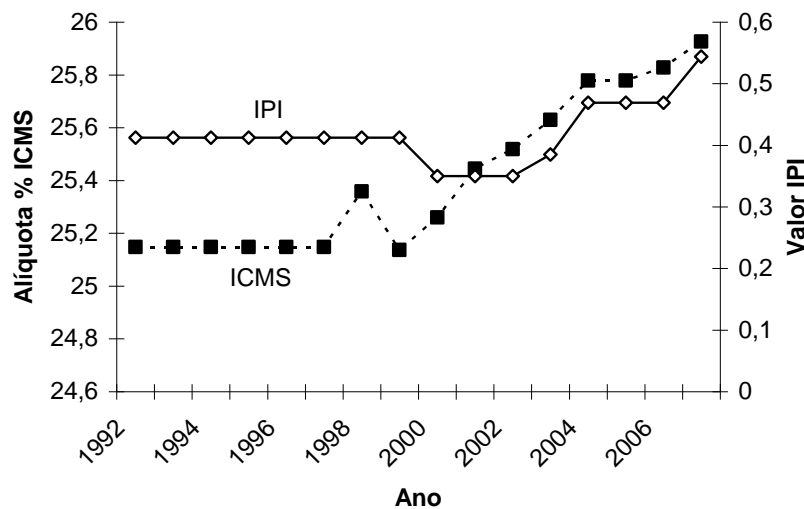
<sup>50</sup> Aqui, não será discutida a questão das exceções a regra de não-cumulatividade do ICMS, caso dos créditos fiscais e isenções em etapas prévias da cadeia produtiva, porque o interesse desta pesquisa está em compreender as relações verticais e horizontais das alíquotas nominais dos tributos analisados.

e de formação do patrimônio do servidor público (PIS/PASEP). Essas contribuições são recolhidas pelos produtores tanto de cigarros como de gasolina, no lugar de atacadistas e varejistas, em regime de substituição tributária, de acordo com o disposto no art. 5º da Lei nº 9.715, de 25 de novembro de 1998. Para cigarro, o valor de cálculo sofreu uma alteração em 2006 e está em discussão um novo aumento dessas contribuições por meio da Medida Provisória 460, de março de 2009, em tramitação no Senado. De qualquer forma, a participação dessas contribuições no valor do preço do cigarro é pequena se comparada com o peso do IPI. De acordo com Iglesias (2009), enquanto o IPI representa cerca de 25% do preço do cigarro, o PIS/PASEP e COFINS representam aproximadamente 6,4% do preço final.

Já no caso da gasolina, a alteração mais relevante da legislação ocorreu em julho de 2000, quando a Medida Provisória 1991 alterou o regime de tributação de substituição tributária para Regime Concentrado Monofásico. Como consequência dessa alteração, a alíquota total do PIS/PASEP e da COFINS passou de 3,65% em cada etapa da cadeia de produção para 15,15% na saída da gasolina da refinaria. Mesmo com essa alteração, o total das contribuições representam cerca de 9% do preço final da gasolina, contra cerca de 27% do ICMS (Schupp, 2007). Portanto, as contribuições apresentam um peso relativamente pequeno na composição dos preços de cigarro e gasolina.

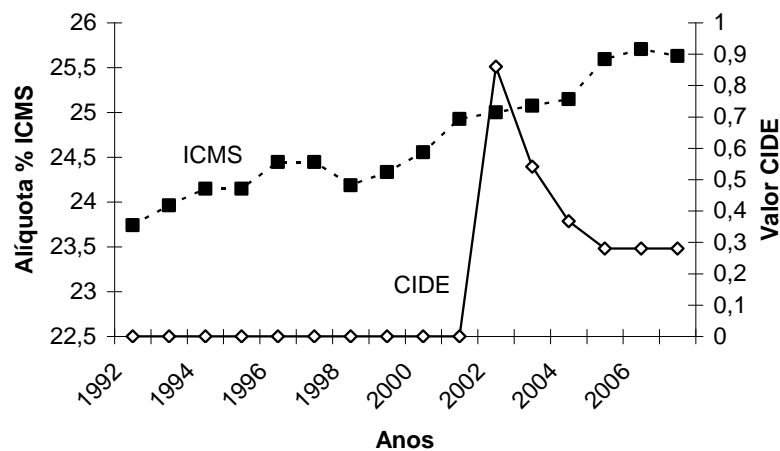
Por conta da estrutura tributária, a decisão a respeito das alíquotas internas de cada Estado pode sofrer influência das decisões de outros Estados e do próprio Governo Federal. Uma análise gráfica das alterações de alíquotas nominais (média simples das alíquotas dos Estados) de ICMS e dos valores do IPI e da CIDE sugerem que Governo Federal e Estadual atuam simultaneamente em suas decisões fiscais. Conforme demonstrado nas Figuras 6.2 e 6.3, não é possível identificar nenhum tipo de liderança (movimento de um líder do tipo *Stackelberg*) da esfera Federal. Adicionalmente, a simples comparação da Figura 6.2 com a Figura 6.3 sugere que as interações verticais no caso do cigarro são maiores do que no caso da gasolina, já que parece existir uma forte correlação no primeiro caso e possivelmente nenhuma no segundo caso.

Figura 6.2: Evolução dos Tributos Estaduais e Federal para Cigarro



Fonte: Secretaria da Receita Federal (2010) e Regulamentos Estaduais ICMS.

Figura 6.3: Evolução dos Tributos Estaduais e Federal para Gasolina



Fonte: Secretaria da Receita Federal (2010) e Regulamentos Estaduais ICMS.

De forma sucinta, pode-se afirmar que tanto para cigarro como para gasolina, coexistem na base tributária dois tipos de tributos com forma de cálculo diferente. O tributo estadual, ICMS, que segue a mecânica de um imposto sobre valor agregado (IVA) e o tributo federal, IPI ou CIDE, que segue a mecânica de imposto específico, no qual o valor devido é calculado com base em unidades comercializadas. Essas questões deverão ser consideradas no modelo econométrico.

### 6.3.1 Banco de Dados e Período da Pesquisa

Para cigarro, o período de análise vai de 1995 a 2007. Neste período existiram quatro alterações nominais de alíquotas de IPI. Para gasolina, o período de análise compreende 1998 a 2007, pois a CIDE só foi instituída no final de 2000, e durante o período selecionado ocorreram três alterações da alíquota nominal deste tributo. Os dados sobre as alíquotas de ICMS para cigarro e gasolina são coletados a partir dos regulamentos estaduais de ICMS. Os valores específicos sobre IPI e CIDE são públicos e estão disponíveis no sítio eletrônico da Receita Federal. A Tabela 3 apresenta as definições das variáveis e as principais estatísticas descritivas. A estrutura do banco de dados é a mesma descrita na subseção 6.3, apenas o período de análise, além das variáveis dependentes, são distintos.

Tabela 6.3: Estatísticas Descritivas

Variável	Descrição	Obs.	Média	Desvio pd.	Min.	Max.
<u>Dependente</u>						
Tributo Estadual	alíquota nominal de ICMS					
cigarro		338	25,487	1,689	17,00	35,00
gasolina		338	24,855	2,593	17,00	30,00
<u>Independente</u>						
Pop log	$\ln$ da população dividido por mil (pop x 10 <sup>-3</sup> )	338	8,221	1,120	5,54	10,63
Pop <sup>2</sup>	quadrado do log da população	338	68,842	18,141	30,68	113,03
Dens	população por Km <sup>2</sup>	338	48,155	67,212	1,14	353,97
Domic	número de domicílios	338	1.926.780	2.428.419	40.531	13.600.000
Renda	$\ln$ da renda per capita (em R\$ reais de 2007)	338	6,077	0,357	5,24	6,87
Pobres	parcela de pobres da população (proporção)	338	0,396	0,166	0,08	0,73
Theil	Índice de desigualdade de Theil	338	0,670	0,115	0,34	1,05
Ocupação	número de pessoas empregadas	338	2.894.037	3.479.251	67.660	19.800.000
Desemp	taxa de desemprego (em pontos percentuais)	338	8,969	2,772	2,71	20,54
deleição	<i>dummy</i> ano de eleição	338	0,231	0,422	0,00	1,00
ddireita	<i>dummies</i> sobre a orientação ideológica do partido do Governador em exercício	338	0,240	0,427	0,00	1,00
dcentro		338	0,530	0,500	0,00	1,00
desquerda		338	0,231	0,422	0,00	1,00
Transf1	Transf. per capita - Fundo de Participação dos Estados	338	384,17	469,55	4,80	2.078,05
Transf2	Transf. referentes a LC 87/96 (Lei Kandir)	338	11,113	12,889	0,00	61,50
IPI	$\ln$ da alíquota específica do IPI	338	-0,379	0,639	-1,050	0,413
CIDE	$\ln$ da alíquota específica do CIDE	338	-0,187	0,237	-0,553	0,00

Fontes:

Dados sobre transferências disponíveis na Secretaria do Tesouro Nacional;

Demais dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, disponíveis em <http://www.ipeadata.gov.br/>.

' $\ln$ ' significa log natural.

## 6.4 Metodologia

A investigação das interações horizontais e verticais na tributação de cigarro e gasolina parte da especificação padrão em econometria espacial na qual para cada Estado  $i$ , a alíquota de imposto é uma função do vetor de características observadas de cada Estado, alíquotas de imposto dos Estados vizinhos e tributos federais, conforme segue em (6.1):

$$\tau_{it} = \alpha_i + \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \gamma \ln T_t + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (6.1)$$

Na função resposta dos Estados,  $\tau_{it}$  é a alíquota do tributo ICMS do Estado  $i$  ( $i=1, \dots, 26$ ) para cada ano  $t$ .  $\tau_{jt}$  traz a alíquota de ICMS dos demais Estados,  $T_t$  corresponde à alíquota do tributo federal,  $X_{it}$  é o vetor de características observadas de cada Estado usado como variáveis de controle. Já  $\alpha_i$  representa as variáveis binárias (*dummies*) de efeito fixo das unidades estaduais e  $\varepsilon_{it}$  é o termo de erro aleatório.

Os parâmetros de interesse são  $\beta$  e  $\gamma$ . O parâmetro  $\beta$  representa as relações horizontais, na qual um coeficiente positivo e significativo sugere que existe interação espacial entre os Estados  $j$ 's na determinação da alíquota do tributo no Estado original  $i$ . Já o termo  $\gamma$  estima o efeito do tributo federal (no caso IPI ou CIDE) na determinação da alíquota do ICMS no Estado.

O termo  $W_{ij}$  representa a matriz que determina o peso de cada Estado definido como vizinho para o parâmetro de alíquota do tributo Estadual. Para a função resposta desta seção são utilizadas duas matrizes de pesos: a matriz de contigüidade padrão e a matriz construída para Estados vizinhos a partir da combinação de densidade populacional dividida pela distância inversa das capitais estaduais, conforme descrita em (6.2), denominada matriz densidade:

$$W_{ij} = \frac{\text{vizinhança} \cdot \text{densidade}}{\text{distância}} \quad (6.2)$$

Onde é atribuído o valor de um a *vizinhança* se os Estados fazem fronteira entre si (se são contíguos) ou zero caso contrário; e *distância* descreve a distância em quilômetros entre as capitais estaduais dos Estados  $i$  e  $j$ .



Por outro lado, Besley e Rosen (1998) e Devereux et al. (2007) assinalam que o tributo federal também pode ser influenciado pelas decisões estratégicas dos Estados e conseqüentemente pode ser endógeno. Para considerar essa hipótese é feita uma regressão adicional, na qual a variável tributo federal é instrumentalizada. É utilizado como instrumento a densidade populacional e o desemprego nacional.<sup>51</sup> Por fim, como as alterações de alíquotas de ICMS são pouco freqüentes, é seguida sugestão de Devereux et al. (2007) e é incluída como controle a variável dependente defasada. Porém, ela pode estar correlacionada com o termo do efeito fixo. Para evitar isso, Devereux et al. (2007) sugere utilizar a segunda defasagem da variável dependente como instrumento para a primeira defasagem, e esse procedimento é adotado aqui.

Desse modo, a função resposta dos Estados segue:

$$\tau_{it} = \alpha_i + \theta\tau_{i,t-1} + \beta \sum_{j \neq i} W_{ij} \tau_{jt} + \gamma \ln T_t + \theta X_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (6.3)$$

Existe ainda uma questão adicional a ser esclarecida. No caso brasileiro, conforme já discutido na Seção 2, convivem um tributo com alíquotas percentuais (ICMS) com um tributo federal com alíquotas específicas. Para obter resultados com significado econômico, foi utilizado o procedimento empregado por Besley e Rosen (1999), no qual foi realizada a transformação logarítmica da variável tributo federal, de modo que uma variação na alíquota federal possa ser comparada com uma variação percentual na alíquota Estadual. A maior parte dos estudos empíricos considera as variações reais das alíquotas específicas (Devereux et al., 2007; Fredriksson e Manum, 2007), porém nesses casos, ao contrário do caso brasileiro, os dois tributos, Federal e Estadual, são específicos. Para abordar a questão de variações reais no Brasil foi feita uma regressão adicional, com a variação real do tributo federal (valores em Reais para o ano de 2007) na especificação. Os coeficientes estimados são próximos da especificação principal para todas as variáveis. Conforme esperado, diminui a significância do parâmetro tributo federal, já que agora este coeficiente apresenta maior variação temporal (variação real) em comparação com a alíquota percentual do ICMS (apenas variação nominal). Esses resultados podem ser verificados no apêndice. Assim, as principais questões

---

<sup>51</sup> Variáveis de controle com alterações apenas temporais (sem variações nos Estados), só podem ser consideradas na especificação em que o tributo federal é tratado como exógeno. Foram testadas especificações com as variáveis: desemprego nacional, inflação e densidade nacional. Os resultados essenciais se mantêm e podem ser conferidos na Tabela 6.6. Os resultados da regressão do primeiro estágio estão no Apêndice D.2.

econométricas são consideradas e os principais resultados, como serão apresentados a seguir, são robustos a todas as regressões.

## 6.5 Resultados das Relações Fiscais

Os resultados seguem quatro especificações. Todos trazem as regressões em *2SLS-GMM*. As duas primeiras colunas (designadas I e II) apresentam as regressões da função (1), primeiro com a variável independente tributo federal ( $T_t$ ) sendo tratada como exógena e depois com essa variável sendo instrumentalizada para evitar uma possível fonte de endogeneidade. A coluna seguinte (designada III) traz a regressão da função resposta (3). Os resultados são apresentados para duas matrizes: contigüidade e densidade.

### 6.5.1 Cigarro

Os resultados das regressões para cigarro estão na Tabela 3. O parâmetro estimado para tributo federal apresenta um efeito positivo e significativo sobre a alíquota de imposto Estadual em todas as regressões. Já o parâmetro estimado para o efeito de Estados vizinhos na decisão do Estado original é positivo, porém não significativo em todos os casos. Quando a variável dependente defasada é incluída na regressão, os valores estimados para o coeficiente tributo federal caem consideravelmente, mas se mantêm significativos. Esta regressão está na coluna (III) e será considerada a especificação principal, pois esta apresenta poder explicativo superior as demais (vide resultado do  $R^2$  ajustado) e aborda de maneira mais consistente a correlação serial. Assim, para um aumento equivalente a 1% na alíquota de IPI, os Estados reagem em média com um aumento equivalente a 1,41% na alíquota do ICMS. Conforme esperado, o efeito de longo prazo sobre a alíquota do imposto estadual é positivo e significativo. O valor do coeficiente do tributo estadual defasado de 0,72 é similar ao obtido por Fredriksson e Manum (2007), que encontram um valor de 0,78.

Em relação as variáveis socioeconômicas, dois parâmetros apresentam resultados significantes em todas as regressões e merecem comentário em especial. O primeiro deles está relacionado a população do Estado. Os resultados obtidos sugerem que o tamanho da população dos Estados afeta negativamente a alíquota de ICMS do cigarro. Esse resultado está em sintonia com a idéia segundo a qual Estados populosos apresentam ganho de escala no provisionamento de serviços públicos e, por esse motivo, as alíquotas dos tributos tendem a ser menores (Leprince et al., 2007). Já a proporção de pobres na população do Estado apresenta um efeito positivo e significativo sobre a alíquota de ICMS para cigarro. Esse resultado reflete que quanto maior a pobreza, provavelmente maior a demanda por serviços públicos, e, portanto maior a necessidade de arrecadação do governo do Estado. Parte da receita necessária para financiar a maior demanda por serviços públicos viria do cigarro. É possível que alguns governos prefiram aumentar o imposto sobre o cigarro porque este é um bem com demanda de baixa elasticidade-renda e também porque o custo político de aumentar tributos para bens não essenciais e considerados nocivos é pequeno. Por fim, em relação as variáveis do ambiente político, se o Estado for governado por um partido ideologicamente classificado como de direita, a alíquota de ICMS para cigarro tende a ser maior.

Tabela 6.4: Resultados para a estimativa dos parâmetros - Cigarro  
 Variável dependente: alíquota do tributo estadual

	Matriz contigüidade			Matriz densidade		
	I	II	III	I	II	III
IPI	4,142*** (3,291)	4,671*** (2,943)	1,414* (1,889)	4,580*** (3,783)	4,813*** (3,110)	1,642* (1,936)
$W_{ij}$	0,124 (0,267)	0,194 (0,478)	0,241 (1,139)	0,433 (0,523)	0,477 (0,735)	0,404 (1,145)
$\tau_{i,t-1}$			0,722*** (6,807)			0,731*** (7,122)
Pop log	-17,898** (-1,996)	-18,285** (-2,071)	-9,726** (-2,071)	-17,708** (-2,172)	-17,691** (-2,142)	-8,171* (-1,784)
Pop <sup>2</sup>	1,123* (1,742)	1,071 (1,608)	0,567* (1,666)	0,887 (1,300)	0,841 (1,293)	0,326 (0,931)
Dens	-0,168*** (-4,285)	-0,170*** (-4,270)	-0,018 (-0,828)	-0,167*** (-4,199)	-0,168*** (-4,149)	-0,015 (-0,750)
Domic	-0,000 (-1,557)	-0,000 (-1,514)	-0,000 (-1,219)	-0,000 (-1,079)	-0,000 (-1,162)	-0,000 (-0,865)
Pobres	5,934*** (2,776)	6,406*** (2,773)	2,952** (2,485)	6,080*** (2,788)	6,268** (2,511)	2,961** (2,280)
Theil	-1,626 (-1,460)	-1,704 (-1,474)	-0,648 (-1,227)	-1,281 (-0,863)	-1,285 (-0,854)	-0,382 (-0,580)
Renda	1,373 (1,204)	1,368 (1,191)	0,517 (1,014)	0,837 (0,475)	0,796 (0,488)	0,129 (0,183)
Desemp	-0,005 (-0,160)	-0,007 (-0,200)	0,006 (0,349)	-0,007 (-0,220)	-0,008 (-0,231)	0,006 (0,283)
Ocupação	0,000** (2,204)	0,000** (2,172)	0,000 (1,299)	0,000** (2,119)	0,000** (2,137)	0,000 (1,266)
Transf1	-0,000 (-0,460)	-0,001 (-0,621)	-0,000 (-0,096)	-0,001 (-0,710)	-0,001 (-0,765)	-0,000 (-0,264)
Transf2	0,040** (2,534)	0,042** (2,548)	0,023* (1,760)	0,041*** (2,576)	0,042** (2,455)	0,022* (1,700)
deleição	0,429** (2,089)	0,487** (2,014)	0,094 (0,815)	0,480** (2,427)	0,506** (2,103)	0,118 (0,938)
desquerda	0,498** (2,234)	0,496** (2,210)	0,100 (1,009)	0,519** (2,236)	0,520** (2,224)	0,117 (1,035)
ddireita	0,814*** (3,914)	0,808*** (3,868)	0,225** (2,019)	0,771*** (3,262)	0,767*** (3,320)	0,196 (1,556)
R <sup>2</sup> ajustado	0,251	0,240	0,682	0,178	0,164	0,643
N	338	338	338	338	338	338
endogeneidade	0,594	0,428	0,171	0,454	0,304	0,154

Obs: em parêntesis estão as estatísticas t, desvio padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação;  
 Regressões incluem efeitos fixos ;

Instrumentos: densidade estadual e nacional defasadas; alíquota estadual com 2 defasagens;

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores;

Estatística J Hansen para sobre identificação é nula quando n° de instrumentos igual ao n° de regressores;

\* significativa a 10%; \*\* significativa a 5%; \*\*\* significativa a 1%.

### 6.5.2 Gasolina

Os resultados para os coeficientes estimados estão na Tabela 4. O parâmetro estimado para o coeficiente do tributo federal é insignificante em todas as regressões. É interessante notar que, ao contrário do resultado para cigarro, dependendo da regressão analisada, a direção do efeito estimado do tributo federal é negativo ou positivo.<sup>52</sup> Já o efeito de longo prazo sobre o tributo estadual, conforme encontrado para cigarro é positivo e significativo, porém o coeficiente estimado é um pouco menor, de 0,818 (coluna III matriz contigüidade).

Em relação aos efeitos dos demais Estados sobre a função resposta do Estado original, o efeito, é insignificante em todas as regressões, menos na especificação III para a matriz de densidade. De acordo com esta última, para um aumento de 1% na alíquota de ICMS de Estados vizinhos, o Estado original aumenta a sua própria alíquota em 0,27%.

Para as demais covariadas, considerando a especificação base (matriz de contigüidade, coluna III), merecem comentários particulares os parâmetros estimados para percentual de pobres, para nível de desemprego e para partidos classificados como de esquerda. De acordo com as estimativas, o tributo estadual responde positivamente ao aumento do desemprego e negativamente a um aumento no número de pobres nos Estados. O primeiro resultado pode estar relacionado a um aumento esperado na demanda de serviços sociais, e, por conseguinte, à necessidade de aumento da arrecadação. O segundo resultado é mais interessante, pois é o oposto ao encontrado para cigarro. Talvez o efeito de um aumento do preço da gasolina sobre o rendimento dos trabalhadores ou o efeito do preço da gasolina sobre a inflação ajude a compreender o sinal estimado para este parâmetro. Ou seja, pode ser que os governos estaduais tendam a reduzir o imposto sobre gasolina quando observam um maior número de pobres, para não prejudicar a renda dos trabalhadores via eventual aumento do custo de vida caso tivessem optado pelo aumento da alíquota. Também vale destacar que governos comandados por partidos classificados à esquerda do espectro político tendem a reduzir o ICMS da gasolina nos Estados. Esse pode ser um indício de competição política entre os Estados na definição da alíquota do tributo, o que reforça, parcialmente, o resultado encontrado para o coeficiente da variável parcela de pobres.

Por fim, uma discussão técnica adicional se faz necessária a respeito da metodologia. Variáveis de controle com alterações apenas temporais e sem variação entre os Estados, só

---

<sup>52</sup> Conforme discutido na seção 1, Keen (1998) assinala que o efeito pode ser negativo para bens com demanda linear.

podem ser consideradas na especificação em que o tributo federal é tratado como exógeno. Estas alterações incluem desemprego nacional, inflação e densidade nacional que são fixos entre os Estados, mas possuem variação temporal e podem afetar de forma direta a política tributária local dos Estados. A Tabela 6.6 apresenta os resultados quando se incluem estas variáveis e trata-se de forma exógena os tributos federais. Os resultados essenciais são similares e podem ser conferidos abaixo.

Tabela 6.5: Resultados para a estimativa dos parâmetros - Gasolina  
Variável dependente: alíquota do tributo estadual

	Matriz contiguidade			Matriz densidade		
	I	II	III	I	II	III
CIDE	-2,194 (-0,920)	-3,223 (-1,006)	0,631 (0,598)	-1,098 (-0,598)	7,435 (1,491)	1,238 (0,262)
$W_{ij}$	1,017 (1,174)	1,141 (1,056)	0,214 (0,622)	-0,338 (-1,378)	-0,097 (-0,276)	0,272* (1,683)
$\tau_{i,t-1}$			0,818*** (7,767)			0,848*** (9,331)
Pop log	-30,677 (-0,746)	-31,414 (-0,728)	-5,665 (-0,455)	6,861 (0,344)	-34,302 (-1,215)	-4,000 (-0,233)
Pop <sup>2</sup>	1,363 (0,524)	1,200 (0,460)	0,320 (0,410)	0,044 (0,028)	3,884 (1,454)	0,178 (0,097)
Dens	-0,087** (-2,378)	-0,090** (-2,290)	-0,001 (-0,065)	-0,069** (-2,571)	-0,054* (-1,893)	0,007 (0,257)
Domic	-0,000 (-0,579)	-0,000 (-0,558)	-0,000 (-0,467)	0,000 (0,905)	-0,000 (-0,344)	-0,000 (-0,763)
Pobres	0,877 (0,137)	1,537 (0,231)	-2,602* (-1,651)	0,383 (0,107)	-5,234 (-1,257)	-3,061 (-1,199)
Theil	5,546* (1,871)	5,697* (1,756)	2,215** (1,999)	1,390 (0,948)	3,865** (2,076)	2,603** (2,378)
Renda	-3,529 (-1,080)	-3,785 (-1,003)	-1,764 (-1,280)	0,527 (0,461)	-1,620 (-1,204)	-2,054* (-1,899)
Desemp	0,027 (0,265)	0,014 (0,113)	0,059 (1,534)	0,144*** (3,207)	0,175*** (2,764)	0,052 (1,397)
Ocupação	0,000 (0,941)	0,000 (0,896)	0,000 (0,356)	-0,000 (-0,477)	0,000 (0,218)	0,000 (0,853)
Transf1	0,006 (1,123)	0,006 (1,091)	0,003 (1,145)	0,002 (0,639)	0,006 (1,575)	0,003 (1,073)
Transf2	-0,028 (-1,506)	-0,028 (-1,428)	-0,016 (-1,609)	-0,014 (-1,128)	-0,033** (-2,115)	-0,019 (-1,587)
deleição	0,077 (0,197)	0,038 (0,088)	0,121 (0,758)	0,214 (0,816)	0,615 (1,472)	0,151 (0,542)
desquerda	0,607 (1,202)	0,659 (1,158)	-0,286* (-1,890)	-0,139 (-0,503)	0,177 (0,454)	-0,281** (-2,036)
ddireita	1,085** (2,158)	1,147* (1,919)	0,033 (0,210)	0,396 (1,555)	0,530 (1,592)	0,017 (0,109)
R <sup>2</sup> ajustado	-0,601	-0,730	0,667	0,143	-0,037	0,652
N	286	286	286	286	286	286
endogeneidade	0,030	0,050	0,489	0,784	0,178	0,075

Obs: em parêntesis estão as estatísticas t, desvio padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos ;

Instrumentos: desemprego estadual e parcela de pobres; inflação e densidade nacional; alíquota estadual com 2 defasagens;

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores;

Estatística J Hansen para sobre identificação é nula quando n° de instrumentos igual ao n° de regressores;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%.

Tabela 6.6: Resultados para a estimativa dos parâmetros

Variável imposto federal exógena  
Sem efeitos temporais e com var. de controle nacionais  
Variável dependente: alíquota do tributo estadual

Bem	Cigarro		Gasolina	
	contig.	dens.	contig.	dens.
Matriz				
IPI	4,305** (2,377)	5,508** (2,166)	-2,599* (-1,701)	0,779 (0,048)
$W_{ij}$	0,226 (1,159)	0,367 (1,166)	-0,121 (-0,301)	1,099 (0,190)
$\tau_{i,t-1}$	0,720*** (6,734)	0,727*** (6,979)	0,800*** (10,262)	1,023 (0,827)
Dens nac.	-0,699 (-1,583)	-0,991 (-1,598)	-1,506* (-1,901)	0,136 (0,017)
Desemp nac	-0,185 (-0,934)	-0,326 (-1,168)	-0,111 (-0,359)	-0,401 (-0,230)
Inflação	0,052 (1,217)	0,071 (1,364)	0,225 (1,243)	-0,123 (-0,073)
Pop log	-10,595** (-2,057)	-10,115* (-1,845)	5,117 (0,357)	-13,767 (-0,157)
Pop <sup>2</sup>	0,638* (1,747)	0,490 (1,331)	-0,223 (-0,268)	-0,076 (-0,072)
Dens	-0,019 (-0,863)	-0,017 (-0,820)	-0,009 (-0,595)	0,026 (0,164)
Domic	-0,000 (-1,285)	-0,000 (-1,021)	-0,000 (-0,020)	-0,000 (-0,170)
Pobres	3,264** (2,400)	3,639** (2,319)	-2,167 (-1,085)	-0,642 (-0,049)
Theil	-0,751 (-1,355)	-0,625 (-1,047)	1,782* (1,740)	3,567 (0,399)
Renda	0,451 (0,850)	0,041 (0,057)	-0,116 (-0,070)	-4,987 (-0,217)
Desemp	0,006 (0,383)	0,006 (0,343)	0,044 (1,126)	-0,073 (-0,122)
Ocupação	0,000 (1,291)	0,000 (1,254)	0,000 (0,256)	0,000 (0,200)
Transf1	-0,000 (-0,241)	-0,000 (-0,495)	0,003 (1,273)	0,003 (1,171)
Transf2	0,023* (1,762)	0,023* (1,720)	-0,013 (-1,624)	-0,013 (-1,310)
deleição	0,401** (2,114)	0,535** (1,973)	0,384 (1,396)	-0,229 (-0,078)
desquerda	0,103 (1,043)	0,121 (1,089)	-0,344* (-1,660)	0,158 (0,073)
ddireita	0,239** (2,183)	0,224* (1,850)	-0,198 (-0,873)	0,313 (0,142)
R <sup>2</sup> ajustado	0,682	0,652	0,757	0,282
N	338	338	338	312
J Hansen-Sargan	0,000	0,000	0,000	0,000
endogeneidade	0,159	0,139	0,826	0,732

Obs: em parêntesis estão as estatísticas t robustas para hetercedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos ;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%;

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores;

Estatística J Hansen, hipótese nula que o primeiro estágio está sobre-identificado.



## 6.6. Observações Finais sobre Competição Vertical no Brasil

Esta Seção procurou realizar uma análise em painel de dados a respeito do efeito dos tributos federais sobre os tributos estaduais para cigarro e gasolina no Brasil para o período de 1995-2007, controlando a variação das alíquotas de ICMS dos demais Estados e correlação serial.

Os resultados sugerem a existência de competição vertical, ou seja, um aumento de 1% na alíquota de IPI, tributo federal, gera um aumento de 1,75% significativo no tributo estadual, ICMS, para cigarro. Já no caso da gasolina, um aumento do tributo federal não produz impactos significantes no tributo estadual. Foi encontrada evidência limitada que para gasolina a competição horizontal - entre Estados - parece ser mais relevante (1% de aumento na alíquota de ICMS de Estados vizinhos está associado a um aumento em sua própria alíquota em 0,34%).

Adicionalmente é encontrado que o percentual de pobres da população apresenta um efeito positivo sobre o ICMS de cigarro e negativo sobre o ICMS de gasolina o que sugere diferentes respostas políticas tributárias para lidar com a pobreza nos Estados. O primeiro efeito (positivo sobre o ICMS do cigarro) parece ser uma resposta dos Estados no sentido de aumentar a receita estadual e conseqüente aumento de provisão de serviços públicos. Já o segundo (negativo sobre o ICMS da gasolina) parece estar associado a uma preocupação por parte dos governos estaduais em reduzir o custo de vida por causa de eventual impacto na inflação do preço da gasolina.

O resultado para o coeficiente de tributo federal para o cigarro é consistente com o 'efeito arrecadação' previsto em Besley e Rosen (1998), segundo o qual após um aumento do tributo federal os Estados aumentam o imposto local para compensar a perda prevista com a provável queda de demanda. Para Devereux et al. (2007) e Keen (1998), esse resultado é esperado em bens com curva de demanda com elasticidade constante. Já uma resposta negativa do tributo estadual depois de um aumento do tributo federal, conforme encontrada em algumas regressões para gasolina, sugere que o bem em questão apresenta uma curva de demanda mais próxima da linear (Devereux et al. 2007; Keen 1998). Apesar de não existirem dados disponíveis para afirmar qual o padrão da curva de demanda para estes bens no Brasil, é comum estudos estimarem uma demanda iso-elástica para bebidas alcoólicas e cigarro (Chaloupka e Warner, 2000). Também é bastante recorrente para bens relacionados a consumo de energia e combustíveis, considerar a forma funcional de demanda linear (Dahl, 1993).

No entanto, os resultados obtidos aqui devem ser interpretados com cautela uma vez que uma importante limitação deste estudo é que se ignora o papel do setor informal nestes mercados. Estes bens analisados sofrem concorrência importante do setor informal, seja de bens contrabandeados de outros países, caso do cigarro<sup>53</sup>, ou de bens adulterados, caso da gasolina. Dessa forma nossos resultados não respondem acerca do efeito destes impostos no nível de formalização destes mercados. Por fim, estudos complementares são necessários, não somente para investigar o papel do setor informal nestes setores, mas, sobretudo para compreender os efeitos da tributação nos bens selecionados sobre o bem estar da sociedade.

---

<sup>53</sup> Iglesias (2008) estima em cerca de 30% a participação de cigarro contrabandeado no mercado nacional.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este tese discute em quatro ensaios dois aspectos relevantes da economia do setor público. O primeiro tema está relacionado a incidência e a carga fiscal de tributos indiretos. Em mercados perfeitamente competitivos espera-se que a incidência e a carga fiscal onerem apenas o consumidor. Os resultados dos dois primeiros ensaios, nas seções três e quatro respectivamente, lançam dúvidas sobre essa hipótese para os mercados dos bens analisados no país.

A segunda parte, que abrange as seções cinco e seis desta tese, discute as interações estratégicas entre Estados, e posteriormente Federação, na definição e escolha da estrutura tributária. Os resultados indicam que a competição fiscal pode existir, seja horizontal ou vertical, e depende essencialmente dos bens e mercados analisados. Em particular na seção 5, encontramos evidência de competição horizontal para todos os bens da cesta básica seja no momento da imposição de tarifas ou na decisão de incluir o bem como integrante da cesta básica estadual. Na seção 6, por outro lado, os resultados sugerem existência de competição vertical para o cigarro e horizontal para gasolina.

Apesar de algumas limitações causadas pelas hipóteses adotadas, espera-se que o conjunto dos ensaios aqui reunidos contribua para a discussão de política fiscal e tributária no Brasil

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Allers, M. A., e Elhorst, J. P. (2005). Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the Netherlands. *International Tax and Public Finance*, 12, 493-513.
- Alm, J., Sennoga E., e Skidmore M. (2009). Perfect Competition, Urbanization, and Tax Incidence in the Retail Gasoline Market. *Economic Inquiry*, 47 (1), 118-134.
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer.
- Anselin, L. (2010). Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science*, Volume 89 (1): 3-25.
- Azevedo, P. F., Chaddad, F. R. e Farina, E.M.Q. (2004). The Food Industry in Brazil and in the US: the impacts of FTAA on trade and investments. Working Paper, SITI-07. Buenos Aires, Argentina: IDB-INTAL.
- Azevedo, Paulo F. e Bankuti, Ferenc I. (2001). Na clandestinidade: o mercado informal de carne bovina. Proceedings of III Internacional Conference on Agri-Food Chain/Networks Economics and Management, Ribeirão Preto, SP: v.1.
- Azzam, A. M. (1999). Asymmetry and rigidity in farm-retail price transmission. *American Journal of Agricultural Economics*, 81 (3), pp. 525-533.
- Ball, L., e G. N. Mankiw (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104, pp. 247-61.
- Balmaceda, F., e P. Soruco (2008). Asymmetric Dynamic Pricing in a Local Retail Market. *Journal of Industrial Economics*, 56(3), pp. 629-653.
- Baum, C. F., M. E. Schaffer, e S. Stillman (2007). Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing. Boston College Department of Economics Working Paper 667.
- Baum, Christopher (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal* (2001) 1, Number 1, pp. 101-104.
- Beck, N. (2008). Time-Series Cross-Section Methods, em *Oxford Handbook of Political Methodology*, Capítulo 20, edited by J. Box-Steffensmeir, H. Brady, and D. Collier. England, London: Oxford University Press, pp. 475-93.
- Beck, N. e Katz, J.N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Journal Review*, 89 (3), pp. 634-647.
- Benabou, R., e R. Gertner (1993). Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups? *Review of Economic Studies*, 60 (1), pp. 69-93.

Beron, K. J., e Vijverberg, W. P.M. (2004). Probit in a spatial context: a Monte Carlo analysis. Em L. Anselin, R. J. G. M. Florax, e S. J. Rey, (Eds.). *Advances in spatial econometrics*. Heidelberg: Springer.

Besley, T., e Case, A. (1995). Incumbent behavior: vote seeking tax setting and yardstick competition. *American Economic Review*, 85, pp. 25-45.

Besley, T. e Rosen, H., (1998). Vertical externalities in tax setting: Evidence from gasoline and cigarettes. *Journal of Public Economics*, 70, pp. 383-398.

Besley, T. e Rosen, H., (1999). Sales Taxes and Prices: an Empirical Analysis. *National Tax Journal*. Vol.52 (2), pp.157-177.

Bhuyan, S. e R. A. Lopez (1997). Oligopoly power in the food and tobacco industries. *American Journal of Agricultural Economics*, 79 (August), pp. 1035-1043.

Blinder, A. S. (1982). Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics. *American Economic Review*, 72, pp. 334-348.

Borenstein, S., C. Cameron, e R. Gilbert (1997). Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? *Quarterly Journal of Economics*, 112, pp. 306-339.

Brennan, G.; Buchanan, J. (1977). Towards a Tax Constitution for Leviathan. *Journal of Public Economics*, Vol. 8 (Dezembro), pp. 255-73.

Brueckner, J. (2003). Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review*, 26, pp. 175-188.

Carlton, Dennis. (1986) The Rigidity of Prices. *American Economic Review*. Vol 76. Sep. 1996. pp. 637-658.

Carbonnier, C. (2005). Is tax shifting asymmetric? Evidence from French VAT reforms, 1995-2000. Working Paper n° 2005-34. Paris-Jourdan, Sciences Economiques. 26 p.

Carbonnier, C. (2007). Who pays sales taxes? Evidence from French VAT reforms, 1987-1999. *Journal of Public Economics*, Vol. 91, pp. 1219-1229.

Case, A., Hines J.; Rosen, H. (1993). Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence. *Journal of Public Economics*, 52, pp. 285-307.

Chaloupka, F. J., Warner, K. E., (2000). The Economics of Smoking. Em: Culyer, A. J., Newhouse, J. P. (organizadores). *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B. Elsevier, Amsterdam, pp. 1539-1627.

Chavas J.P., e A. Mehta (2004). Price dynamics in a vertical sector: the case of butter. *American Journal of Agricultural Economics*, 86, pp. 1078-1093.

Chetty, R., A. Looney e K. Kroft (2009). Saliency and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 9(4), pp. 1145-1177.

Confaz (2008). Conselho Nacional de Política Fazendária. Disponível em: (<http://www.fazenda.gov.br/confaz>). Vários acessos.

Cremer, H., e J.-H. Thisse (1994). Commodity taxation in a differentiated oligopoly. *International Economic Review* 35, pp. 613-633.

Dahl, C., (1993). A Survey of Energy Demand Elasticities in Support of the Development of the NEMS, mimeografia, Department of Mineral Economics, Colorado School of Mines.

Dahlby, B. (1996). Fiscal externalities and the design of intergovernmental grants. *International Tax and Public Finance*, 3, pp. 397-412.

Delipalla, S. e O'Donnell, O. (2001). Estimating tax incidence, market power and market conduct: the European cigarette industry. *International Journal of Industrial Organization*. Vol.19, pp. 885-908.

Delipalla, S., e M. J. Keen (1992). The comparison between ad valorem and specific taxation under imperfect competition. *Journal of Public Economics*, 49, pp. 351-367.

Devereux, M., B. Lockwood, e M.Redoano (2007). Horizontal and vertical indirect tax competition: theory and some evidence from the USA. *Journal of Public Economics*, 91, pp. 451-79.

DIEESE (2008). Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. Disponível em: (<http://www.dieese.org.br/rel/rac/cesta.xml>). Vários acessos.

Edmark, K. e Ågren, H. (2008). Identifying strategic interactions in Swedish local income tax policies. *Journal of Urban Economics*, 63(3), pp. 849-857.

Elhorst, J.P. e S. Fréret (2009). Evidence of Political Yardstick Competition in France Using a Two-Regime Spatial Durbin Model with Fixed Effects. *Journal of Regional Science*, 49(5), pp. 931-51.

EMBRAPA (2009). Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Brasília, DF. Disponível em:<<http://www.cnpq.embrapa.br/>>. Acesso em: 02 jun. 2009.

Enders, W. Applied Econometric Time Series. 2ª edição. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2004.

Engle, R., e C. Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

Esteller-Moré, Á. e Solé-Ollé, A. (2001). Vertical income tax externalities and fiscal interdependence: Evidence from the US. *Regional Science and Urban Economics*, 31, pp. 247-272.

Fabretti, L. C. Contabilidade Tributária. 10ª edição. São Paulo, SP: Editora Atlas, 2006.

Fiva, J. e J. Rattso (2007). Local choice of property taxation: Evidence from Norway. *Public Choice*, 132(3-4), pp. 457-480.

Fleming, M.M. (2004). Techniques for estimating spatially dependent discrete choice models. In: Anselin L., Raymond F. (eds). *Advances in spatial econometrics*. Springer-Verlag, Heidelberg.

Franzese, R., e Hays, J. (2009). The Spatial Probit Model of Interdependent Binary Outcomes: Estimation, Interpretation, and Presentation. Presented at the Annual Meetings of the Public Choice Society, 6 March 2009.

Fredriksson, P.G.; K. A. Mamun, (2008). Vertical externalities in cigarette taxation: Do tax revenues go up in smoke? *Journal of Urban Economics*, 64, pp. 35-48.

Frey, G., e M. Manera (2007). Econometric models of asymmetric price transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21 (2), pp. 349-415.

Fullerton, D., e G. E. Metcalf (2002). Tax Incidence. *Handbook of Public Economics*, Vol. 4, Cap. 29. Organização A. Auerbach e M. Feldstein. Amsterdã, Holanda: Elsevier Publishing Co., pp. 1788-872.

Gazeta Mercantil. Ajubá quer fatia do mercado de creme dental. 22/06/2005. Disponível em: (<http://www.freedom.inf.br/notasDetalhe.asp?IdNota=1364>). Acesso em: 02 jun. 2009.

Gordon, R. (1983). An Optimal Taxation Approach to Fiscal Federalism. *Quarterly Journal of Economics*, 95, pp. 567-586.

Greene, William (2003). *Econometric Analysis*. 6ª edição. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall. 2003. 1216 p.

Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, pp. 148-161.

Haining, R. (1984). Testing a spatial interacting markets hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 66, pp. 576-583.

Harberger, A. C. (1962). The Incidence of the Corporation Income Tax. *Journal of Political Economy*, 70, pp. 215-40.

Heckman, James J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47(1), pp. 153-161.

Hettich, W. e Winer, S. (1984). A positive model of tax structure. *Journal of Public Economics*, 24, pp. 67-87.

Hettich, W., e Winer, S. L. (1999). *Democratic choice and taxation: a theoretical and empirical analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.

Houck, J. P. (1977). An approach to specifying and estimating nonreversible functions. *American Journal of Agricultural Economics*, 59, pp. 570-572.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. 2008. Disponível em: (<http://www.ibge.gov.br/home/>). Vários acessos.

IEA. Instituto de Economia Agrícola. Disponível em: (<http://www.iea.sp.gov.br/>). Acesso em: 02 jun. 2009.

Iglesias, Roberto (2008). Análise da situação atual em matéria de preço e impostos de cigarros. Estudo para a Aliança de Controle do Tabagismo. Março de 2008. Disponível em <<http://actbr.org.br/biblioteca/pesquisas.asp>>. Acesso em 30 de junho de 2010.

Iglesias, Roberto (2009). A necessidade de elevar a incidência da contribuição para o PIS/PASEP e da COFINS sobre cigarros. Estudo para a Aliança de Controle do Tabagismo. Maio de 2009. Disponível em <<http://actbr.org.br/biblioteca/pesquisas.asp>>. Acesso em 30 de junho de 2010.

Inman, R. (1989). The local decision to tax. *Regional Science and Urban Economics*, 19, pp. 455-491.

Iorwerth, A. e J. Whalley (2007). Efficiency considerations and the exemption of food from sales and value added taxes. *Canadian Journal of Economics*, vol. 35(1), pp. 166-182.

Jacobs, J.P.A.M., Ligthart, J.E., e Vrijburg, H., (2010). Consumption Tax Competition Among Governments: Evidence from the United States. *International Tax and Public Finance*. Volume 17(3), pp. 271-294.

Kanbur, R., e Keen, M. (1993). Jeux sans frontières: tax competition and tax coordination when countries differ in size. *American Economic Review*, vol. 83, pp. 887-92.

Karkalakos, S. e Kotsogiannis, C. (2007). A spatial analysis of provincial corporate income tax responses: evidence from Canada. *Canadian Journal of Economics*, 40, pp. 782-811.

Katz, M., e H. Rosen (1985). Tax Analysis in an Oligopoly Model. *Public Finance Quarterly*, 13(1), pp. 3-21.

Keen, M.; Kotsogiannis, C. (1996). *Federalism and Tax* (Manuscrito: Colchester, England: University of Essex).

Keen, M.J. (1998). Vertical tax externalities in the theory of fiscal federalism. *IMF Staff Papers* 45, pp. 454-485.



Kelejian, H., e Prucha, I. (1998). A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, pp. 99-121.

Kotlikoff, L. J., e Summers, L. H. (1987). Tax Incidence. *Handbook of Public Economics*, Vol. 2, Organização A. J. Auerbach e M. S. Feldstein. Amsterdã, Holanda: Elsevier Publishing Co., pp. 1043-1092.

Leprince M.; Madiès T. e Paty S. (2007). Business tax interactions among local governments: An empirical analysis of local tax setting in France. *Journal of Regional Science*, 47, pp. 603-621.

LeSage J, Pace R.K. (2009). An introduction to spatial econometrics. Taylor-Francis, Chapman Hall/CRC Press.

Lewis, M. (2005). Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market. Working paper CPC04-047, Competition Policy Center, Berkeley University, Berkeley, CA. Retrieved from: <http://escholarship.org/uc/item/9pv2d9fn>

Leyaro, V., O. Morrissey, e T. Owens (2010). Food prices, tax reforms and consumer Welfare in Tanzania 1991–2007. *International Tax and Public Finance*, 17 (4), pp. 430-450.

Maddala, G. S. e Wu, S. A. (1999). Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, pp. 631-652.

Manski, C. (2000). Economic Analysis of Social Interactions. *Journal of Economic Perspectives*, 14, pp. 115-136.

Millan, J. A. (1999). Short-run Equilibrium and market power in the Spanish food, drink and tobacco industries. *European Agricultural Review*, 26(2), pp. 229-243.

Nakamura, E. e Zerom, D. (2010). Accounting for incomplete pass-through. *Review of Economic Studies*, 77(3), pp. 1192-1230.

Nyblom, J. e Harvey, A. C. (2000). Tests of common stochastic trends. *Econometric Theory*, 16, pp. 176-199.

Paes, N. L. e Bugarin, M. (2006). Parâmetros Tributários da Economia Brasileira. *Estudos Econômicos*. São Paulo, v. 36, n. 4, pp. 699-720.

Peltzman, S. (2000). Prices Rise Faster than They Fall. *Journal of Political Economy*, 108(3), pp. 466-502.

Piancastelli, M. e Perobelli, F. (1996). ICMS: Evolução Recente e Guerra Fiscal. Brasília: IPEA (Texto para Discussão n.º 402).

- Picchetti, Paulo (2003). Considerações sobre a escolha do método de dessazonalização de uma série. Informações Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), São Paulo, pp. 13-15.
- Poterba, James M. (1996). Retail Price Reactions to Change in State and Local Sales Taxes. *National Tax Journal*. Vol. 49 (2), pp. 165-176.
- Receita Federal do Brasil. 2009 Disponível em: (<http://www.receita.fazenda.gov.br/>). Vários acessos.
- Revelli, F. (2005). On Spatial Public Finance Empirics. *International Tax and Public Finance*, 12 (4), pp. 475-492.
- Rizzo, Leonzio (2010). Interaction between federal taxation and horizontal tax competition: theory and evidence from Canada. *Public Choice*, 144, pp. 369-387.
- Rork, J. C. (2003). Coveting Thy Neighbors' Taxation. *National Tax Journal*, 66, 775-787.
- Sampaio de Souza, M. C. (1996). Tributação indireta no Brasil: eficiência versus equidade. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 50(1), pp. 3-20.
- Schaffer, M.E., (2010). xtivreg2: Stata module to perform extended IV/2SLS, GMM and AC/HAC, LIML and k-class regression for panel data models. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456501.html>
- Schupp, Dietmar (2007). A Tributação dos Combustíveis. Seminário sobre Encargos e Tributos. Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP): 08 out. de 2007. Secretaria da Fazenda de Pernambuco. Disponível em: ([www.sefaz.pe.gov.br/](http://www.sefaz.pe.gov.br/)). Acesso em: 15 jan. 2008.
- Secretaria da Receita Federal (2010). Brasília, Brasil. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/>> Vários acessos.
- Senado Federal. Disponível em: (<http://www.senado.gov.br/>). Acesso em: 13 set. 2008.
- Siqueira, R.; Nogueira, J.; Souza, E. (2001). A incidência final dos impostos indiretos no Brasil: efeitos da tributação de insumos. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV. Vol. 55, n. 4. pp. 513-544.
- Stern, N. (1987). The Effects of Taxation, Price Control and Government Contracts in Oligopoly. *Journal of Public Economics*, 32, pp. 133-58.
- Stiglitz, Joseph (2000). *Economics of the Public Sector*. 3rd edition. New York, NY: W.W. Norton & Co., 848 p.
- Tappata, M. E. (2006). Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing. Working paper. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=978022>.

Varsano, R. (1997). A Guerra Fiscal do ICMS: quem ganha e quem perde? Rio de Janeiro: IPEA. (Texto para Discussão n. 500).

Viol, Andréa L.; Rodrigues, Jefferson J.; Paes, Nelson L. (2002). Progressividade no Consumo: Tributação cumulativa e sobre o valor agregado. Estudo Tributário nº 4. Secretaria da Receita Federal. Brasília.

Ward R.W. (1982). Asymmetry in retail, wholesale and shipping point prices for fresh vegetables. *American Journal of Agricultural Economics*, 64, 205-212.

Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.

Wilson, J. (1999). Theories of Tax Competition. *National Tax Journal*, 53, pp. 269-304.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 1ª ed. Cambridge, MA: MIT Press, 752 p.

Zee, Howell (1995). Value Added Tax. Em: Shome Parthasarathi (ed.). Washington, D.C. *Tax Policy Handbook*. International Monetary Fund.

Yang, H., e Ye, L. (2008). Search with Learning: Understanding Asymmetric Price Adjustments. *The RAND Journal of Economics*, 39 (2), 547-564.

Young, D. J., e Bielinska-Kwapisz, A. (2002). Alcohol taxes and beverage prices. *National Tax Journal*, 55(1), 57-73.

## APÊNDICE A.1

Coeficientes do Modelo (especificação com variável de controle preço pago ao produtor).

	<b>Açúcar</b>	<b>Arroz</b>	<b>Café</b>	<b>Carne</b>	<b>Feijão</b>	<b>Manteiga</b>	<b>Óleo</b>
<b>ICMS<sub>t</sub></b>	0,550*** (0,187)	0,401** (0,194)	0,420*** (0,135)	0,088 (0,123)	0,576* (0,298)	0,246 (0,202)	0,118 (0,112)
<b>ICMS<sub>t-1</sub></b>	-0,003 (0,239)	0,097 (0,207)	0,092 (0,139)	-0,167 (0,131)	0,005 (0,299)	-0,061 (0,202)	-0,017 (0,161)
<b>ICMS<sub>t-2</sub></b>	0,167 (0,240)	0,157 (0,200)	-0,415*** (0,138)	0,246* (0,130)	0,485 (0,304)	-0,093 (0,204)	0,031 (0,166)
<b>ICMS<sub>t-3</sub></b>	-0,125 (0,236)	0,033 (0,207)	-0,081 (0,137)	-0,060 (0,132)	-0,016 (0,299)	-0,175 (0,199)	0,172 (0,165)
<b>ICMS<sub>t-4</sub></b>	-0,128 (0,242)	-0,156 (0,208)	0,108 (0,137)	-0,109 (0,130)	0,062 (0,293)	0,350* (0,198)	0,060 (0,166)
<b>ICMS<sub>t-5</sub></b>	0,006 (0,243)	-0,067 (0,208)	-0,079 (0,138)	-0,131 (0,130)	0,171 (0,309)	0,197 (0,198)	0,153 (0,167)
<b>ICMS<sub>t-6</sub></b>	0,025 (0,220)	-0,050 (0,204)	0,102 (0,134)	-0,180 (0,128)	-0,168 (0,307)	-0,022 (0,195)	0,272* (0,157)
Trib. Federais	-0,013 (0,080)	0,001 (0,066)	0,243*** (0,044)	0,074** (0,031)	-0,168 (0,142)	0,040 (0,035)	0,201*** (0,064)
Custos	0,443*** (0,074)	0,325*** (0,061)	0,326*** (0,041)	0,424*** (0,030)	0,250** (0,124)	0,325*** (0,035)	-0,030 (0,019)
Matéria-prima	0,346*** (0,077)	0,313*** (0,050)	0,034*** (0,006)	0,126*** (0,025)	0,284*** (0,045)	0,215*** (0,037)	0,281*** (0,037)
<b>Carga<sup>1</sup> ( C )</b>	<b>57,3%</b>	<b>42,3%</b>	<b>10,6%</b>	<b>18,1%</b>	<b>59,7%</b>	<b>29,2%</b>	<b>80,6%</b>

Obs: números em parêntesis indicam valores da estatística t robusta;

\* nível de significância de 10%; \*\* nível de significância de 5%; \*\*\* nível de significância de 1%;

Todas as regressões incluem variáveis de controle Tempo e Cidade.

## APÊNDICE B.1

## Testes Estatísticos para Distúrbios Não Esféricos

Bem	Teste	Sem Autocorrelação		Sem correlação entre unidades		Homocedasticidade	
		Variável	nível	$\Delta$ (FD)	nível	$\Delta$ (FD)	nível
Feijão	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	1.879,12	53,92	6.315,48	4.724,96	23,56	258,36
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,100)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado*</i>	<i>rejeitado***</i>
Carne	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	151,90	0,70	matriz	matriz	102,89	79,92
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,416)	singular	singular	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>não rejeitado</i>	-	-	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Pão	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	195,21	0,27	2.489,23	matriz	283,21	217,26
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,612)	(0,000)	singular	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>não rejeitado</i>	<i>rejeitado***</i>	-	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Manteiga	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	82,20	11,91	1.497,09	317,02	220,17	393,11
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Café	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	232,87	0,93	2.952,53	matriz	500,52	130,29
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,351)	(0,000)	singular	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>não rejeitado</i>	<i>rejeitado***</i>	-	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Farinha	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	116,27	0,03	4.222,64	1.166,19	137,03	113,60
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,871)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>não rejeitado</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Leite	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	196,94	5,25	2.306,05	matriz	149,33	84,69
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,037)	(0,000)	singular	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado**</i>	<i>rejeitado***</i>	-	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Arroz	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	393,39	1,72	5.695,95	2.923,26	175,17	89,63
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,209)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>não rejeitado</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Óleo de Soja	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	467,03	24,95	8.568,99	matriz	508,47	109,58
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,000)	(0,000)	singular	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	-	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>
Açúcar	<i>estatística F e <math>\chi^2</math></i>	176,62	3,96	5.005,00	2.846,34	225,08	52,27
	<i>p valor</i>	(0,000)	(0,065)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
	$H^0$	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado*</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>	<i>rejeitado***</i>

Observações:  $H_0$  para teste de autocorrelação: ausência de autocorrelação.

$H_0$  para o teste de correlação entre as unidades: ausência de autocorrelação.

$H_0$  para o teste de homocedasticidade entre grupos (groupwise): homocedástico

Estatística F para autocorrelação e chi-quadrada para heterocedasticidade e correlação entre as unidades.

\* nível de significância de 10%; \*\* nível de significância de 5%; \*\*\* nível de significância de 1%.

## APÊNDICE B.2

## Testes de Raiz Unitária e Co-integração

Bem	Teste de Raiz Unitária Painel		Westerlund - teste de co-integração				Nharvey		
	Preço Final	Matéria prima	$G_{\tau}$	$G_{\alpha}$	$P_{\tau}$	$P_{\alpha}$	defasagem	valor	5% v. crítico
Feijão	31,39*** (0,000)	13,15*** (0,000)	-3,95*** (0,000)	-26,50*** (0,000)	-12,16 (0,195)	-17,369 (0,105)	3,38	18,36***	4,496
Carne	144,28*** (0,000)	70,56*** (0,000)	-2,806 (0,240)	-17,616 (0,130)	-7,923 (0,920)	-10,602 (0,880)	3,44	21,20***	4,496
Pão	115,57*** (0,000)	120,44*** (0,000)	-3,44*** (0,000)	-28,35*** (0,000)	-12,268 (0,325)	-22,693 (0,110)	1,25	20,61***	4,496
Manteiga	123,75*** (0,000)	43,42*** (0,000)	-3,26*** (0,010)	-21,42*** (0,000)	-11,74*** (0,010)	-17,93*** (0,005)	2	21,54***	4,496
Café	226,11*** (0,000)	159,16*** (0,000)	-3,71*** (0,000)	-24,04*** (0,000)	-14,72*** (0,000)	-24,99*** (0,000)	1,19	21,88***	4,496
Farinha	112,19*** (0,000)	44,57*** (0,000)	-3,58*** (0,010)	-21,53*** (0,040)	-13,378 (0,640)	-19,369 (0,630)	1,81	21,94***	4,496
Leite	110,37*** (0,000)	43,42*** (0,000)	-3,25*** (0,005)	-23,90*** (0,000)	-13,11** (0,015)	-23,78*** (0,000)	1,75	21,61***	4,496
Arroz	56,02*** (0,000)	52,26*** (0,000)	-3,82*** (0,000)	-26,25*** (0,000)	-14,08*** (0,000)	-26,59*** (0,000)	1,25	21,18***	4,496
Óleo de soja	80,92*** (0,000)	94,07*** (0,000)	-2,407 (0,495)	-11,025 (0,570)	-9,758 (0,200)	-12,517 (0,155)	1,81	20,84***	4,496
Açúcar	92,44*** (0,000)	110,50*** (0,000)	-3,37*** (0,000)	-19,91*** (0,000)	-12,86** (0,040)	-18,85*** (0,010)	2,38	20,44***	4,496

Obs: em parentêses estão p-valores robustos;

$H_0$  para o teste de raiz unitária de Hadri (2000): séries são estacionárias.

$H_0$  para teste de co-integração de Westerlund (2007): séries não são co-integradas.

Valores associados do teste de co-integração obtidos por *bootstrap* com 200 replicações.

$H_0$  para teste de tendências comuns de Nharvey (2000): séries não apresentam tendência comum.

Hharvey valor crítico de 5% para  $N=20$ .

\* nível de significância de 10%; \*\* nível de significância de 5%; \*\*\* nível de significância de 1%.

A hipótese nula do teste de Hadri (2000) considera que as séries são estacionárias. O teste rejeita a hipótese nula que as séries de preço final e de preço de matéria prima são estacionárias com 99% de nível de significância para todos os bens.

Já Westerlund (2007) propõe quatro testes de co-integração para painel. A hipótese nula em todos os testes assume que não existe co-integração. Para o primeiro par de estatísticas,  $P_{\tau}$  e  $P_{\alpha}$ , Westerlund (2007) afirma que a rejeição deve ser interpretada como evidência de co-integração para o painel como um todo. Por outro lado, o segundo par de testes,  $G_{\tau}$  e  $G_{\alpha}$ , a rejeição da hipótese nula deve ser interpretada como evidência de co-integração em pelo menos uma das unidades de *cross-section*. Resultados apontam que para manteiga, café, leite, arroz e açúcar o painel é co-integrado. Para feijão, pão e farinha, o resultado sugere que algumas das 16 séries estaduais são co-integradas e outras não. Para carne e óleo de soja a hipótese nula não é rejeitada.

Adicionalmente, é aplicado o teste de tendências estocásticas comuns de Nyblom e Harvey's (2000). A idéia é que séries com a mesma tendência deveriam co-integrar. A hipótese nula assume que não existem tendências em comum nas séries. Para todas os bens essa hipótese é rejeitada e portanto parece razoável assumir que em ao menos algumas séries para todos os bens exista co-integração.

### APÊNDICE B.3

#### Panel Corrected Standard Error (PCSE)

A base do estudo contém dados de 16 localidades para um período de 154 a 168 meses dependendo do município. Trata-se, portanto de um conjunto de dados muito maior em períodos de observação do que em unidades de observação, ou seja, uma base com T muito grande e N relativamente pequeno. Quando o número de unidades de observação é pequeno em relação ao número de períodos de observação, a estrutura dos dados segue o padrão de Time-Series Cross-Sectional (TSCS) (Greene, 2003).<sup>54</sup>

A principal diferença de uma estrutura de TSCS para uma de estrutura de Dados de Painel concentra-se no fato que esta última apresenta um elevado número de unidades de observação comparado ao número de unidades temporais (Greene, 2003). Como em Painel o T é fixo e/ou pequeno e o N é grande e/ou pode crescer infinitamente, as propriedades assintóticas dos estimadores privilegiam a configuração de um N elevado quando comparado ao T (Wooldridge, 2002).

Em TSCS a maior parte dos resultados assintóticos baseia-se em T aumentando para o infinito (Greene, 2003). Para o caso de TSCS, uma especificação de Painel pode provocar inferências equivocadas, pois os erros padrões da regressão em Painel são mais sensíveis a violações as premissas do modelo – como heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos – para o caso de um T grande em relação ao N (Wooldridge, 2002; 2003).

A análise de diversas unidades repetidas no tempo permite trabalhar com séries com N considerados pequenos, como é o caso deste estudo, pois serão consideradas as observações resultantes de N unidades multiplicadas por T períodos (Beck & Katz, 1995; Podesta, 2006). A TSCS permite captar variações entre as unidades de análise e entre intervalos de tempo de forma simultânea (Podesta, 2006).

Para corrigir o erro padrão em casos de correlação entre as cross-sections e heterocedasticidade entre grupos, Beck e Katz (1995) sugerem usar Panel Corrected Standard Erros (PCSE) no lugar dos erros padrões do OLS.

Um elemento importante nessa análise é a presença de covariância entre as unidades de observação (cross-sectional covariance) (Greene, 2003). Assume-se inicialmente:  $E[\varepsilon_i | x] = 0$  e  $E[\varepsilon_i \varepsilon_j | x] = \sigma_{ij} \Omega_{ij}$

Dessa forma,

$$E[\varepsilon \varepsilon' | x] = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} \Omega_{11} & \sigma_{12} \Omega_{12} & \dots & \sigma_{1n} \Omega_{1n} \\ \sigma_{21} \Omega_{21} & \sigma_{22} \Omega_{22} & \dots & \sigma_{2n} \Omega_{2n} \\ \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ \sigma_{n1} \Omega_{n1} & \sigma_{n2} \Omega_{n2} & \dots & \sigma_{nn} \Omega_{nn} \end{bmatrix} \text{ onde } \Omega \text{ é a covariância "cross-}$$

sectional" entre grupos (Greene, 2003).

Ao contrário da estimativa FGLS que usa OLS para estimar o modelo e os resíduos do OLS para estimar a matriz de covariância, Beck e Katz (1995) sugerem reter as estimativas

<sup>54</sup> Como o T é muito elevado em relação ao N uma alternativa sob aspectos econométricos é modelar cada série individualmente, como séries temporais simples. Porém, para este caso perde-se informação, pois a informação de localidades nas quais não houve alteração de alíquota no período é descartada e não é possível fazer uma única estimação por produto independente da localidade. Essa última possibilidade é relevante para estimar efeitos da tributação indireta, pois o Governo Federal considera unificar nacionalmente alíquotas de imposto sobre o consumo por meio de um IVA.

OLS dos coeficientes, mas substituir os erros padrões por PCSE (Beck, 2008; Beck e Katz, 1995).

Para o caso em que  $\sigma_{ij}\Omega_{ij}$  não assuma a forma de  $\sigma^2I$ , ou seja, quando as premissas de Gauss-Markov não são mais válidas (e o estimador de mínimos quadrados não é mais o estimador de menor variância), Beck e Katz (1995) sugerem usar a matriz de covariância considerando-se a estrutura de painel dos erros.<sup>55</sup>

A matriz de covariância de painel corrigido de  $\hat{\beta}$  é (Beck e Katz, 1995):

$$\text{Var. Assint. } [\hat{\beta}] = (X'X)^{-1} X' \Omega X (X'X)^{-1}$$

Essa matriz segue a estrutura do estimador GLS. O que muda é a forma de estimar  $\Omega$  (Greene, 2003). Em PCSE,  $\Omega$  é uma matriz diagonal em bloco<sup>56</sup>, onde os elementos na diagonal são as matrizes quadradas N por N da covariância dos erros das 'cross-sections', e os elementos da diagonal dessas matrizes quadradas são as variâncias específicas de cada unidade de 'cross-section'.

Seja V a matriz de covariância dos erros entre as cross-sections. Como o modelo em OLS continua consistente, os resíduos da estimativa em OLS são usados para obter  $\hat{\sigma}_{ij}$  (Beck, 2008).<sup>57</sup> A partir de  $\hat{\sigma}_{ij}$ , o ij-ésimo elemento de  $\hat{V}$  pode ser estimado usando T vezes os resíduos do OLS (Beck, 2008):

$$\hat{V}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{i,t} e_{j,t}}{T}$$

Assim, os resíduos do modelo estimado são organizados de acordo com a unidade de cross-section e formam os vetores (colunas)  $\hat{e}_1, \hat{e}_2, \dots, \hat{e}_n$  com T elementos cada. Esses vetores podem ser agrupados juntos em uma matriz T (número de períodos) por N (número de cross-sections) de resíduos OLS designada matriz E,  $E = [\hat{e}_1 \quad \hat{e}_2 \quad \dots \quad \hat{e}_{n-1} \quad \hat{e}_n]$  (Johnson, 2004).

De modo que:

$$\hat{V} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t e_t' = \frac{1}{T} E' E$$

onde  $e_t'$  é um vetor 1 X N com todos os N resíduos para as N unidades no período t, usada como a t-ésima linha da matriz E (T X N) dos resíduos (Greene, 2003).

<sup>55</sup> No caso de erros esféricos (homocedásticos, sem correlação entre as cross-sections e sem autocorrelação), os erros padrões do OLS são as raízes quadradas dos termos da diagonal de  $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$ , onde  $\hat{\sigma}^2$  é o estimador OLS tradicional da variância do erro,  $\sigma^2$  (Beck e Katz, 1995).

<sup>56</sup> Estrutura de uma matriz diagonal em bloco (diagonal block matrix):  $A = \begin{bmatrix} A_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & A_n \end{bmatrix}$

<sup>57</sup> Onde:  $\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\varepsilon_{i,t}' \varepsilon_{j,t}}{T}$ , que equivale a  $\hat{V} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{11} \\ \vdots \\ \hat{\sigma}_{ij} \end{bmatrix}$  (Beck, 2006).



As matrizes  $\hat{V}$  vão formar a diagonal da matriz  $\hat{\Omega}$ . Para encontrar  $\hat{\Omega}$ , Beck e Katz (1995) utilizam o produto de Kronecker<sup>58</sup>:

$$\hat{\Omega} = \frac{(E'E)}{T} \otimes I_T$$

Os 'PCSE' são as raízes quadradas dos termos diagonais de (Beck, 2008; Beck e Katz, 1995):

$$(X'X)^{-1} X'(V \otimes I_T) X(X'X)^{-1}$$

Para cada unidade de cross-section a variância do termo de erro é estimada como o erro médio quadrado (mean squared error) dos resíduos. A estimativa da variância do termo de erro equivale a média do erro quadrado de todos os períodos da unidade 1:

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{T} \left\{ e_{11}^2 + e_{12}^2 + \dots + e_{1T}^2 \right\}$$

A vantagem do PCSE é que ele considera a informação disponível na estrutura de Painel, ou seja, para estimar a variância do termo de erro são considerados todos os períodos de tempo que compõe o resíduo para cada cross-section<sup>59</sup>. Neste ponto, essa metodologia difere do procedimento de White para heterocedasticidade, pois essa aborda um único termo de variância por observação (Beck, 2008). Como existem T observações por estimativa em cada unidade, um T maior aumenta o desempenho da estimativa em PCSE (Beck, 2008).

Sob a premissa de erros independentes para diferentes períodos do tempo,  $\hat{V}$  irá assumir zeros para todas as observações não contemporâneas (não diagonais) e parâmetros quaisquer na diagonal, onde será abordada a correlação dos erros entre os diversos agrupamentos de pares das cross-sections e heterocedasticidade entre grupos (Beck e Katz, 1995).

Como a correlação entre as cross-sections é a mesma para todos os pontos no tempo, a abordagem em PCSE pondera as covariâncias entre todos os períodos de observação. Para abordar a correlação entre as cross-sections assume-se:

$$\text{Cov}[u_{it}, u_{jt}] = \sigma_{uij}$$

<sup>58</sup> Usado para condensar a notação, o produto de Kronecker para matrizes gerais A e B, é (Greene,

$$2003): A \otimes B = \begin{bmatrix} a_{11}B & a_{12}B & \dots & a_{1k}B \\ a_{21}B & a_{22}B & \dots & a_{2k}B \\ \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ a_{n1}B & a_{n2}B & \dots & a_{nk}B \end{bmatrix}$$

<sup>59</sup> A matriz de variância segue a estrutura  $\text{Var} =$

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_1^2 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\sigma}_1^2 \end{bmatrix}$$

Assim, a covariância entre as unidades em  $\hat{\Omega}$  é estimada considerando os resíduos de 2 unidades combinadas e calculando o produto entre elas. Seja uma correlação entre as unidades 5 e 9.

$$\sigma_{59} = \frac{1}{T} \left\{ \hat{e}_{51} \hat{e}_{91} + \hat{e}_{52} \hat{e}_{92} + \dots + \hat{e}_{5T} \hat{e}_{9T} \right\}$$

A estimativa por PCSE pode ser considerada robusta para correlação entre cross-sections pois estima as covariâncias entre as unidades. Porém, o modelo é restritivo ao assumir que os elementos da diagonal da matriz de variância de cada cross-section são constantes ( $\hat{\sigma}_n$ ) e os elementos fora da diagonal são sempre zero.

## APÊNDICE C.1

Estatísticas Descritivas: Regiões Brasileiras

		<i>Obs.</i>	<i>Média</i>	<i>Desvio pd.</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>
Norte (7 Estados)	Área		550.424	595.971	142.816	1.570.947
	População	112	1.808.612	1.945.747	228.749	7.230.153
	Densidade	112	3,53	1,57	1,02	6,63
	Desemprego	105	9,87	3,47	3,71	20,54
	% de pobres	105	0,43	0,10	0,13	0,69
Nordeste (9 Estados)	Área		172.327	181.194	21.962	564.272
	População	144	5.256.171	3.459.934	1.515.142	14.100.000
	Densidade	144	52,62	29,61	10,39	110,43
	Desemprego	135	8,32	2,58	2,71	14,75
	% de pobres	135	0,59	0,08	0,39	0,76
Sudeste (4 Estados)	Área		231.143	255.581	43.797	586.553
	População	64	17.900.000	12.300.000	2.649.747	41.400.000
	Densidade	64	141,38	114,10	27,18	353,97
	Desemprego	60	9,58	2,11	5,02	13,18
	% de pobres	60	0,23	0,06	0,11	0,38
Sul (3 Estados)	Área		187.801	87.343	95.286	268.836
	População	48	8.269.740	2.231.967	4.614.268	11.000.000
	Densidade	48	46,75	8,18	34,40	63,31
	Desemprego	45	6,67	1,65	3,35	10,46
	% de pobres	45	0,23	0,07	0,08	0,42
Centro-Oeste (3 Estados)	Área		533.548	320.401	340.119	903.385
	População	48	3.146.713	1.326.894	1.818.175	5.807.277
	Densidade	48	7,65	5,12	2,33	17,07
	Desemprego	45	7,98	1,46	5,30	10,97
	% de pobres	45	0,25	0,06	0,14	0,39

Fonte: IBGE



## APÊNDICE C.2

Relação dos Partidos dos Governadores eleitos de 1990 a 2006

	1990	1994	1998	2002	2006
Acre	PDS	PPR	PT	PT	PT
Alagoas	PSC	PMDB	PSB	PSB	PSDB
Amapá	PFL	PSB	PSB	PDT	PDT
Amazonas	PMDB	PPR	PFL	PPS	PMDB
Bahia	PFL	PFL	PFL	PFL	PT
Ceará	PSDB	PSDB	PSDB	PSDB	PSB
Espírito Santo	PDT	PT	PSDB	PSB	PMDB
Goiás	PMDB	PMDB	PSDB	PSDB	PP
Maranhão	PFL	PFL	PFL	PFL	PDT
Mato Grosso	PFL	PSDB	PSDB	PPS	PPS
Mato Grosso do Sul	PTB	PMDB	PT	PT	PMDB
Minas Gerais	PRS	PSDB	PMDB	PSDB	PSDB
Para	PMDB	PSDB	PSDB	PSDB	PT
Paraíba	PMDB	PMDB	PMDB	PSDB	PSDB
Paraná	PMDB	PL	PFL	PMDB	PMDB
Pernambuco	PFL	PSB	PSB	PFL	PSB
Piauí	PFL	PMDB	PMDB	PT	PT
Rio de Janeiro	PDT	PSDB	PDT	PSB	PMDB
Rio Grande do Norte	PDS	PMDB	PMDB	PSB	PSB
Rio Grande do Sul	PDT	PMDB	PT	PMDB	PSDB
Rondônia	PTR	PMDB	PFL	PSDB	PPS
Roraima	PCB	PPR	PPB	PSL	PSDB
Santa Catarina	PFL	PL	PFL	PMDB	PMDB
São Paulo	PMDB	PSDB	PSDB	PSDB	PSDB
Sergipe	PMDB	PSDB	PSDB	PFL	PT
Tocantins	PMDB	PPR	PFL	PFL	PMDB

Classificação do espectro ideológico **esquerda** **centro** **direita**

Fonte: Tribunal Superior Eleitoral (2009)

## APÊNDICE C.3

Resultados dos Testes Econométricos - MMG (matriz densidade)

	teste F	endogenei- dade	sobre identificação	sub identificação	identificação fraca	intrumentos	N
feijão	10,21	0,369	0,300	0,002	0,346	dens. theil	390
carne	15,38	0,169	0,871	0,000	0,256	l.theil l.desquerda	338
pão	11,51	0,150	0,647	0,000	0,068	desemp. Ocup.	390
manteiga	13,77	0,787	-	0,001	0,167	renda pc	390
farinha mandioca	10,99	0,273	-	0,037	0,505	l.theil	338
frango	20,20	0,283	0,307	0,000	0,208	dens. Ocup.	390
café	14,16	0,230	0,560	0,000	0,114	dens. domic. theil	390
leite	11,95	0,155	0,374	0,000	0,256	dens. domic. horas	390
macarrão	15,87	0,121	0,690	0,000	0,198	dens. domic. desq.	390
leite em pó	15,80	0,285	-	0,138	0,282	l.theil	338
arroz	13,62	0,547	0,172	0,000	0,161	l.dens l.ocup l.theil	338
sal	10,74	0,138	-	0,034	0,259	l.theil	338
sardinha	10,56	0,100	0,815	0,000	0,190	pobre desquerda	390
óleo de soja	16,17	0,415	0,238	0,000	0,445	dens. domic.	338
açúcar	6,30	0,417	0,631	0,002	0,730	dens. domic.	390

Obs: <sup>1</sup> o teste de sobre identificação é nulo quando só um instrumento é utilizado;

Estatística F: teste da robustez das exclusões de instrumentos da regressão do primeiro estágio;

Estatística Durbin-Wu-Hausman: testa a endogeneidade dos regressores;

Estatística Hansen J: testa a hipótese nula que o primeiro estágio é sobre-identificado;

Estatística Kleibergen-Paap LM: testa a hipótese nula que a função é sub-identificada;

Estatística Kleibergen-Paap Wald F teste: testa a hipótese nula que a função é fracamente identificada.

APÊNDICE C.4  
Resultados Coeficientes Regressão Primeiro Estágio  
Variável dependente: alíquota estadual de ICMS

	Feijão	Came bovina	Pão	Manteiga	Far. Mandioca	Fringo	Café	Leite	Macarrão	Leite em pó	Arroz	Sal	Sardinha	Óleo de soja	Açúcar
$W_f$ dens	0,122*** (3,773)		0,109 (1,214)		0,166*** (4,517)	0,305*** (6,200)	0,192*** (3,993)	0,290*** (5,822)			0,317*** (5,625)			0,211*** (3,541)	
$W_f$ domic						-3,423*** (-3,933)	-3,353*** (-4,640)	-4,017*** (-5,024)						-3,338*** (-4,060)	
$W_f$ renda				4,838*** (3,710)											
$W_f$ theil	-5,112* (-1,861)	-6,837*** (-3,798)				-3,294 (-1,340)	0,195*** (4,518)			-2,745 (-1,476)	-5,706 (-1,587)	-7,306*** (-3,277)			-6,144*** (-2,630)
$W_f$ esquerda		2,928*** (4,287)		-6,272*** (-3,315)			2,406*** (4,246)						2,749*** (4,248)		
$W_f$ ocup			-1,743*** (-4,225)		-2,755*** (-6,343)						-2,701*** (-3,954)				-2,309*** (-2,308)
$W_f$ pobre															-3,456 (-1,017)
$W_f$ hr trab.							0,126* (1,837)								
I. Mill's p.	0,981* (1,836)	2,016*** (2,958)	-1,752*** (-5,141)	-1,688*** (-4,694)	-2,773*** (-3,403)	2,640*** (4,972)	1,476 (1,324)	-3,679*** (-5,671)	0,303 (0,472)	-1,832*** (-5,246)	0,357 (0,487)	0,764 (1,296)	2,139*** (3,633)		-1,032 (-1,520)
Transf1	-0,002 (-0,825)	-0,000 (-0,080)	-0,003* (-1,931)	-0,000 (-0,054)	0,003* (1,796)	-0,002 (-1,444)	0,004* (1,834)	-0,002 (-1,404)	0,003*** (2,068)	-0,002 (-0,869)	0,001 (0,239)	-0,000 (-0,245)	0,000 (0,200)	0,006** (0,577)	0,001 (0,557)
Transf2	-0,016** (-1,275)	-0,020** (-1,962)	-0,096*** (-2,856)	-0,042*** (-4,568)	0,012 (1,075)	-0,064*** (-4,568)	0,035*** (2,633)	-0,037*** (0,106)	-0,037*** (-2,959)	-0,029** (-4,787)	-0,007 (-2,105)	-0,007 (-0,495)	-0,016 (-1,251)	-0,016 (-1,120)	0,003 (0,250)
Pop log	-16,560 (-1,441)	-2,657 (-2,272)	16,615** (2,125)	-14,005 (-1,507)	24,777* (1,899)	-36,296*** (-3,119)	27,675 (1,438)	11,304 (1,134)	11,113 (1,084)	-13,915* (-1,719)	-4,885 (-0,379)	-15,765 (-1,419)	-0,060 (-0,007)	-0,060 (-0,369)	-12,680 (-1,017)
Pop <sup>2</sup>	1,728* (1,831)	-0,258 (-0,316)	-1,534*** (-2,381)	1,350* (1,822)	-1,174 (-1,103)	2,499*** (2,735)	-1,475 (-0,883)	-0,692 (-0,883)	-0,060 (-0,074)	1,191* (1,881)	0,748 (0,674)	1,350 (1,429)	0,665 (0,946)	1,242 (1,132)	1,344 (1,320)
Dens	0,027 (0,918)	-0,024 (-0,803)	0,028 (0,903)	-0,070*** (-2,697)	-0,027 (-0,846)	0,048** (1,996)	0,071** (1,978)	-0,008 (-0,309)	0,072** (2,350)	-0,002 (-0,073)	0,077** (2,290)	0,035 (1,312)	0,032 (1,160)	0,032 (0,889)	0,055 (1,589)
Domic	0,000 (0,131)	0,000 (0,501)	0,000 (0,552)	0,000*** (2,652)	0,000 (1,195)	0,000 (-0,912)	0,000 (1,011)	0,000 (2,537)	0,000 (-1,331)	-0,000 (-1,687)	-0,000 (-0,484)	0,000 (0,744)	-0,000 (-2,754)	-0,000 (-0,211)	-0,000 (-0,451)
Pobres	1,828 (0,613)	-4,028 (-1,456)	-3,995 (-1,552)	2,183 (0,762)	-6,509* (-1,922)	3,644 (1,309)	-2,328 (-0,608)	4,446 (1,452)	-3,820 (-1,507)	23,044*** (-4,360)	-1,833 (-0,534)	-7,285** (-2,209)	13,942*** (2,625)	1,582 (0,513)	1,984 (0,616)
Theil	-3,187* (-2,028)	-3,837*** (-2,332)	3,926*** (3,263)	2,857** (2,326)	5,129*** (2,913)	-4,789*** (-3,464)	-4,377** (-2,009)	4,687*** (3,100)	-0,348 (-0,242)	6,708*** (4,136)	-1,622 (-1,094)	0,806 (0,712)	-8,705*** (-2,886)	0,759 (0,517)	-2,135 (-1,607)
Renda	0,643 (0,572)	-1,931 (-1,642)	-2,210** (-2,156)	-2,879** (-2,568)	-0,329 (-0,324)	3,121*** (2,907)	-2,716 (-1,254)	3,755*** (2,881)	-0,696 (-0,796)	-3,721*** (-2,866)	0,725 (0,510)	-1,031 (-0,726)	5,320*** (2,731)	1,708* (1,711)	0,978 (0,904)
Desemp	-0,015 (-0,307)	0,194*** (3,098)	0,012 (0,340)	-0,095*** (-2,430)	-0,130*** (-2,600)	0,297*** (3,739)	0,013 (0,206)	-0,237*** (-4,315)	0,069 (0,817)	-0,180*** (-3,471)	-0,027 (-0,530)	0,029 (0,867)	-0,033 (-0,915)	-0,057 (-1,091)	-0,058 (-1,103)
Ocupação	-0,000 (-0,991)	-0,000 (-0,832)	-0,000 (-0,014)	-0,000*** (-3,825)	0,573 (0,573)	-0,000 (-2,136)	-0,000 (-1,785)	-0,000 (-2,474)	0,000 (0,895)	0,000 (2,443)	-0,000 (-1,036)	-0,000 (-1,197)	0,000*** (2,650)	-0,000 (-0,511)	-0,000 (-0,511)
deleição	0,265 (0,579)	0,140 (0,406)	0,042 (0,098)	0,146 (0,393)	0,599 (1,377)	0,514 (1,470)	0,611 (1,252)	-0,154 (-0,424)	0,589 (1,489)	-0,024 (-0,062)	0,161 (0,381)	0,250 (0,636)	0,460 (1,043)	0,354 (1,008)	0,347 (0,688)
desquerda	0,606** (2,132)	0,896*** (3,928)	-0,196 (-0,764)	-0,475* (-1,679)	1,252*** (3,136)	-1,298*** (-2,983)	1,043** (3,931)	0,855*** (3,931)	0,376 (1,605)	0,134 (0,576)	0,686*** (2,652)	0,376 (1,391)	0,673*** (-1,947)	0,673*** (2,610)	0,456 (1,428)
ddireita	0,236 (0,658)	-0,820** (-1,992)	-1,162*** (-3,549)	-1,099*** (-3,242)	0,511* (1,667)	-2,527*** (-4,402)	0,270 (0,617)	0,627** (2,297)	-0,317 (-0,773)	1,176*** (3,685)	0,135 (0,385)	0,355 (0,976)	-0,754*** (-2,781)	0,612* (1,677)	-0,023 (-0,071)

Obs: resultados para o modelo restrito ;  
em parênteses estão as estatísticas t, desvio padrão robusto para heterocedasticidade e autocorrelação;  
Regressões incluem efeitos fixos e efeitos temporais;  
\* significante a 10%, \*\* significante a 5%, \*\*\* significante a 1%.  
Fonte: elaboração própria

## APÊNDICE D.1

Resultados para a estimativa dos parâmetros

Variável imposto federal deflacionada

Variável dependente: alíquota do tributo estadual

Bem Matriz	Cigarro		Gasolina	
	contig.	dens.	contig.	dens.
Tributo fed (IPI ou CIDE)	2,399 (1,486)	2,500 (1,297)	0,463 (0,902)	-0,436* (-1,894)
$W_{ij}$	0,151 (0,605)	0,119 (0,492)	0,106 (0,481)	-0,537 (-0,924)
$\tau_{i,t-1}$	0,735*** (6,977)	0,734*** (6,885)	0,684*** (7,887)	0,822 (1,559)
Pop log	-12,024* (-1,811)	-10,899** (-1,978)	5,295 (0,597)	0,003 (1,046)
Pop <sup>2</sup>	0,947** (2,121)	0,879** (2,269)	-0,298 (-0,439)	-0,023 (-1,494)
Dens	-0,009 (-0,456)	-0,010 (-0,457)	0,003 (0,271)	9,560 (0,892)
Domic	-0,000 (-1,483)	-0,000 (-1,589)	-0,000 (-0,051)	0,015 (0,017)
Pobres	2,318* (1,787)	2,307* (1,758)	-4,051** (-2,170)	-0,012 (-0,599)
Theil	-0,681 (-1,273)	-0,663 (-1,236)	1,955* (1,830)	0,000 (0,711)
Renda	0,319 (0,562)	0,283 (0,410)	-1,156 (-1,253)	-3,416 (-1,183)
Desemp	0,012 (0,755)	0,013 (0,815)	0,087*** (2,737)	0,617 (0,454)
Ocupação	0,000 (1,357)	0,000 (1,466)	0,000 (0,090)	1,192 (0,571)
Transf1	0,001 (0,850)	0,001 (0,862)	0,002 (1,065)	0,854 (0,921)
Transf2	0,019 (1,563)	0,018 (1,519)	-0,022** (-2,124)	0,552*** (3,045)
deleição	0,271 (1,275)	0,280 (1,152)	0,192 (1,102)	0,148* (1,728)
desquerda	0,106 (1,016)	0,115 (1,135)	-0,304** (-2,215)	-0,000 (-0,773)
ddireita	0,218* (1,820)	0,225* (1,928)	0,078 (0,560)	0,382 (1,265)
R <sup>2</sup> ajustado	0,6870	0,6873	0,623	0,517
N	338	338	260	260
J Hansen-Sargan	0,000	0,000	0,000	0,000
endogeneidade	0,446	0,406	0,798	0,278

Obs: em parêntesis estão as estatísticas t robustas para hetercedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos e efeitos temporais;

\* significativa a 10%; \*\* significativa a 5%; \*\*\* significativa a 1%;

Estatística Durbin-Wu-Hausman para endogeneidade dos regressores;

Estatística J Hansen, hipótese nula que o primeiro estágio está sobre-identificado.

**APÊNDICE D.2****Resultados para a estimativa dos parâmetros - 1º Estágio**

Variável dependente: alíquota do tributo estadual

Modelo	Matriz contiguidade	
	(III) Cigarro	(III) Gasolina
Transf1	-0,005*** (-2,964)	0,000 (0,118)
Transf2	-0,002 (-0,346)	-0,012 (-0,885)
Pop log	33,010*** (4,407)	25,462*** (2,876)
Pop <sup>2</sup>	-2,068*** (-3,530)	-0,939 (-1,415)
Dens	0,011 (0,801)	-0,018 (-1,053)
Domic	0,000* (1,750)	0,000* (1,660)
Pobres	0,084 (0,031)	0,718 (0,276)
Theil	-1,837** (-1,996)	-1,530** (-2,044)
Renda	3,279*** (3,625)	2,877*** (3,959)
Desemp	0,093* (1,900)	0,079* (1,945)
Ocupação	-0,000 (-0,871)	-0,000 (-1,387)
deleição	0,053 (0,334)	0,179 (1,407)
desquerda	-0,455*** (-2,628)	-0,193 (-1,413)
ddireita	-0,486*** (-2,627)	-0,238 (-1,399)
W <sub>ij</sub> Dens.	-0,188*** (-4,552)	
W <sub>ij</sub> Desemp.		0,276*** (3,994)
Dens. Federal	0,897*** (3,161)	-0,094 (-0,378)
$\tau_{i,t-1}$	-0,180*** (-3,965)	-0,144** (-2,490)
Nº obs.	338	260
Teste F	14,06	10,13

Obs: em parêntesis estão as estatísticas t robustas para hetercedasticidade e autocorrelação;

Regressões incluem efeitos fixos ;

\* significante a 10%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 1%;



# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)