UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

COMPETIÇÃO NA INDÚSTRIA DO CIMENTO NO BRASIL

Tatiana de Macedo Nogueira Lima

Márcio Issao Nakane

SÃO PAULO

2011

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Denisard Cnéio de Oliveira Alves
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador de Pós-Graduação em Economia

TATIANA DE MACEDO NOGUEIRA LIMA

COMPETIÇÃO NA INDÚSTRIA DO CIMENTO NO BRASIL

Tese apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de doutor em Economia.

Márcio Issao Nakane

Versão Corrigida

(versão original disponível na Unidade que aloja o Programa)

SÃO PAULO

2011

Lima, Tatiana de Macedo Nogueira
Competição na indústria do cimento no Brasil / Tatiana de Macedo
Nogueira Lima. – São Paulo, 2011.
141 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2011.
Orientador : Márcio Issao Nakane.

1. Organização industrial (Economia) 2. Cimento 3. Microeconomia
(Modelos econométricos) I. Universidade de São Paulo. Faculdade de
Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 338.6

**“Aos meus pais, que me inculcaram o gosto por
aprender e me mostraram que disciplina e
trabalho rendem frutos.**

*“Um galo sozinho não tece uma manhã:
ele precisará sempre de outros galos.(...)”*

MELO NETO, A educação pela pedra. Ed. Nova Fronteira, 1996.

Tampouco uma tese se tece sozinha.

Há que se ter quem confie, incentive e aponte caminhos; quem ensine, discuta e conosco reflita. Há que se ter quem nos resgate e não nos deixe esquecer que há outras coisas que devem ter a mesma importância. E, para uma tese como essa, tecida entre idas e vindas, no meio de apagões aéreos e processos, há que se ter quem aceite as ausências, compreenda as impaciências e, ainda, console as angústias. Há que se ter quem transporte e no meio da madrugada busque sem nunca demonstrar o fardo que isso é. Há que se ter quem hospede e torne mais humanas as noites dormidas fora de casa.

Agradecimentos são devidos a todos esses que, muitas vezes, sem saber o quanto faziam, contribuíram para a tessitura desse trabalho. Agradecimento ainda maior deve ser dado àquele que, com mãos firmes, mas suaves, conduziu esse tear e tornou possível o seu fim. Seu comprometimento com o trabalho, dedicação e disposição para ajudar são inspirações a levar para toda minha vida.

Sendo tantos os que contribuíram para esse trabalho e tendo ele começado há alguns anos, haveria uma grande probabilidade de cometer injustiças ao tentar nomeá-los. Há, contudo, três pessoas que, pela especificidade de suas contribuições podem ser nomeadas. Minha mãe foi quem passou várias madrugadas em aeroportos. Adriana hospedou-me durante a maior parte do curso. O prof. Márcio I. Nakane foi o condutor desse tear.

RESUMO

O cimento é um produto utilizado na maior parte das obras civis, sendo consumido, portanto, em todo o país. Apesar de ser um produto homogêneo e de seu processo produtivo ser simples, são necessários elevados investimentos iniciais na produção, o que tende a diminuir a quantidade de fabricantes. Os custos de transporte – relativamente altos em comparação aos preços finais do produto – também são mencionados como limitadores da competição nessa indústria.

Esse trabalho pretende analisar três aspectos da competição nessa indústria no Brasil: os custos de transação e a probabilidade de arbitragem entre estados; a estrutura competitiva no varejo de construção civil; o impacto da diminuição tarifária no poder de mercado da firma localizada no estado do Amazonas e nos preços na região norte.

Os custos de transação para envio de cimento de um estado a outro, ambos localizados na mesma região geográfica, e a probabilidade de arbitragem entre esses estados são estimados simultaneamente por meio de modelos de regressão com mudança (*switching regression model*). Os resultados mostram que os custos de transação variam de 5% a 27% do preço final do produto, sendo, portanto, altos. As probabilidades de arbitragem estimadas são bastante baixas, indicando que existe algum outro fator, além do custo de transação, a torná-las baixas. Considerando apenas o estado de São Paulo, foi analisada a competição no varejo de material de construção civil. A hipótese de que a estrutura nesse setor é competitiva é assumida por trabalhos que analisaram a competição na indústria do cimento no Brasil (Resende e Zeidan (2009) e Salvo (2007)). Utilizando a conclusão de Delipalla e Donnel (1998), bem como diversos outros autores, que mostraram que o efeito dos impostos depende do tipo de competição, testou-se a hipótese de competição perfeita em contraposição a uma estrutura menos competitiva. Para isso, foi assumida a hipótese de que o ICMS, que antes podia ser caracterizado como *ad valorem*, passou a ser um imposto específico. Os resultados apontaram para a correção da hipótese de competição perfeita.

Tendo em vista extensa literatura que analisa os efeitos da abertura comercial sobre a competição e trabalhos anteriores que analisam o poder de mercado da indústria cimenteira brasileira, foram estimados os efeitos da diminuição da alíquota tarifária ocorrida em 2006 sobre os preços do produto comercializado no Amazonas e em Roraima e sobre o poder de mercado da firma instalada no Amazonas. A verificação do efeito da medida nos preços foi feita por meio da utilização de estimações com grupos tratados e grupos de controle. A estimulação do impacto da redução tarifária no poder de mercado da firma foi feita com base na hipótese de que o produtor nacional e o externo atuam como competidores em um oligopólio de Cournot. Os resultados indicaram a ausência de efeitos da diminuição tributária.

Com base nos resultados obtidos, pode-se concluir que os produtores nacionais enfrentam pouca competição. Há pouca competição interestadual e, também, de produtores estrangeiros. Mesmo a redução da alíquota do imposto de importação, foi pouco efetiva em relação à diminuição do poder de mercado do produtor localizado no Amazonas. Mais trabalhos devem ser feitos para se verificar porque a competição regionalmente e, mesmo com competidores externos, é tão restrita.

ABSTRACT

Despite being a homogenous product, whose productive process is very simple, huge initial investments in cement production are necessary. Transportation costs, which are relatively high in comparison to retail price, are also a factor that limits competition in this industry.

This thesis aims to analyze some aspects of competition in the Brazilian cement industry. Firstly, transaction costs related to sending cement from a state to another located in the same region and arbitrage probability associated to these transaction costs are estimated. Then, the hypothesis of a competitive building material retail market is tested against the alternative hypothesis of a non-competitive equilibrium. Finally, the impact of tariff reduction on prices in the North region and on the market power of the firm located in Amazonas state is estimated.

Transaction costs were estimated together with the arbitrage probability by means of switching regression models. Results show that transaction costs range between 5% to 27% of retail prices. Estimated arbitrage probabilities are very low, pointing to the existence of other factors, besides transaction costs, that make them so low.

The hypothesis of a competitive structure in the retail market of building materials is assumed by authors that studied competition in the Brazilian cement industry (Resende and Zeidan (2009) and Salvo (2007)). Relying on the conclusion of Delipalla and Donnel (1998) and others, who show that the effects of taxes depend on the competition structure, the hypothesis of perfect competition against one of a less competitive structure was tested. Results show that perfect competition hypothesis is accepted.

Regarding the literature that analyzes the effects of commercial liberalization on competition and former works that analyze market power in Brazilian cement industry, the effects of a reduction in tariffs occurred in 2006 on cement prices and on its producers' market power were estimated. The estimation of the effects on prices was made by the comparison of a treated group and a control one. The estimation of the impact on cement producers' market power was made by assuming the hypothesis that competition in the sector can be characterized as a Cournot duopoly. Results show that the reduction had no effects.

In conclusion, competition in this industry in Brazil seems to be reduced. Producers face little competition from producers located in different states and from foreign competitors. Even the reduction of tariffs was not effective in reducing the market power of the producer located in Amazonas state.

Lista de Tabelas

Tabela 1 - Venda de Cimento.....	28
Tabela 2- Investimentos Necessários para Entrada no Mercado de Argamassas, segundo empresas	29
Tabela 3 - Sudeste	60
Tabela 4 - Nordeste - Fluxos Comprovados.....	62
Tabela 5 - Nordeste - Estados Vizinhos	64
Tabela 6 - Nordeste - Estados Não Vizinhos	66
Tabela 7 - Norte.....	69
Tabela 8 - Centro-Oeste	71
Tabela 9 - Sul	73
Tabela 10 - Estados com Fluxos nos Dois Sentidos.....	74
Tabela 11 - Efeitos da Substituição Tributária.....	87
Tabela 12 - Resultados das Estimações (coeficiente e estatística-t do estimador para o efeito da substituição tributária)	94
Tabela 13 - Importação Anual de Cimento no Amazonas (peso líquido - kg).....	98
Tabela 14 - Total de Empregados na Construção Civil em 31.12.2002.....	118
Tabela 15 - Correlação para as Médias das Séries dos Três Estados	122
Tabela 16 - Resultados da Estimação por Efeitos Fixos (coeficientes e estatísticas-t).....	124
Tabela 17 - Resultado da Estimação da Equação da Firma Nacional.....	127
Tabela 18 - Resultados da Estimação da Equação da Firma Estrangeira.....	128

Conteúdo

INTRODUÇÃO	14
1.1 Cimento Portland	24
1.2 Produção	25
1.3 Logística	26
1.4 Indústria do Cimento no Brasil	27
1.5 Complexo do Cimento	29
1.6 Literatura sobre a indústria cimenteira brasileira	30
2 SEGUNDO CAPÍTULO: ARBITRAGEM E CUSTO DE TRANSAÇÃO – QUAL CAMINHO PERCORRE O CIMENTO?	34
2.1 Introdução	34
2.2 Revisão Bibliográfica	34
2.3 Metodologia	41
2.3.1 Modelos	42
2.4 Dados	48
2.5 Resultados	56
2.5.1 Sudeste	58
2.5.2 Nordeste	61
2.5.3. Norte	68
2.5.4. Centro-Oeste	70
2.5.5 Sul	72
2.6 Conclusão	74
3.1. ICMS e Substituição Tributária	77
3.2 Revisão bibliográfica	80
3.3 Metodologia	85
3.3.1 Possíveis efeitos da substituição tributária e estrutura do mercado	85
3.3.2 Grupo de Controle e Grupo de Tratamento	87
3.3.3 Estimação	89
3.4 Dados	90
3.5 Resultados	93
3.6 Conclusão	95
4.1 Revisão Bibliográfica	98
4.2 Metodologia	107
4.2.1 Avaliação dos Efeitos por Meio de Métodos de Tratamento e Controle	107
4.2.2 Oligopólio de Cournot e importações	111
4.3 Dados	115
4.3.1 Quantidade Demandada	116
4.3.2 Fatores que afetam a demanda	117
4.3.3 Preços	118
4.3.4 Quantidade Ofertada	119
4.3.5 Preço da Energia Elétrica	120
4.3.6 Preço do Óleo Diesel	120
4.3.7 Preço FOB das Importações	120
4.3.8 Taxa de Câmbio	121
4.3.9 Dummies para mudança nos impostos	121
4.3.10 Número de Ofertantes	121
4.3.11 Correlação entre o preço e variáveis de custo	121
4.4 Resultados	122
4.4.1 Métodos de Tratamento e Controle	122
4.4.2 Duopólio de Cournot	125

4.5 Conclusão	130
CONCLUSÃO	132
Bibliografia.....	135
Anexo 1 – Gráficos de Preços Deflacionados de Cimento	142
Anexo 2 – Resultados das Estimções do Custo de Transação e da Probabilidade de Arbitragem, conforme o modelo de Spiller e Wood (1988b)	144
Anexo 3 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária – cap.3	148
Anexo 4 - Estimção do efeito da substitção tarifária usando cada estado do sudeste como controle.....	149
Anexo 5 - Estimção dos efeitos em preços por SUR e 3 estágios (cap.4).....	150
Anexo 6 – Estimção do Modelo de Cournot por SUR e 3 estágios (cap.4)	152

INTRODUÇÃO

O cimento é um composto de calcário, argila e, em alguns casos, outros materiais, utilizado em obras de engenharia civil. Sua fabricação é relativamente simples, mas necessita de grandes investimentos e caracteriza-se pela presença de economias de escala. Por essas razões, na maior parte dos países, poucas empresas dividem o mercado.

A presença de poucas empresas e a homogeneidade do produto fazem supor que o melhor modelo para caracterizar essa indústria é o oligópolio de Cournot. Em Salvo (2007a) e Salvo (2010) é testada a hipótese de colusão na indústria cimenteira brasileira contra a hipótese nula de um oligópolio de Cournot. O Röller (2006) analisa o funcionamento do cartel norueguês de cimento e verifica sua eficiência em contraste com a possível lucratividade de empresas atuando em um oligópolio de Cournot.

A existência de colusão e o poder de mercado das empresas cimenteiras é um dos temas comuns dos trabalhos que analisam a competição nessa indústria. Além dos já mencionados acima, Tamer (2004) analisa o poder de mercado das firmas cimenteiras na Turquia e o efeito da instituição de uma política de concorrência, Resende e Zeidan (2009) analisam o poder de mercado dos produtores brasileiros localizados na região sudeste, e Resende e Zeidan (2010) realizam o teste do modelo de Abreu-Pearce-Stachetti para verificar a existência de colusão em um mercado no qual o monitoramento é imperfeito. A conclusão comum a esses trabalhos é a detenção de poder de mercado pelos membros dessa indústria. Em alguns casos, a verificação empírica indica que o poder de mercado é maior do que aquele que teriam em um oligopólio de Cournot, Tamer (2004) conclui, ainda, que foi nulo o efeito da definição de política de concorrência na Turquia no que tange à diminuição de poder das firmas cimenteiras do país.

O interesse por esse tema é suscitado, principalmente, pela grande quantidade de investigações antitruste com o fim de verificar a possível existência de cartéis. A existência de cartel nessa indústria já foi investigada ou está sendo investigada em países tão distintos

quanto Índia¹, Paquistão², Indonésia³, Egito⁴, África do Sul⁵, Espanha⁶, França⁷, Alemanha⁸, Polônia⁹, México¹⁰, Argentina¹¹ e Brasil¹².

As razões e possíveis efeitos da integração vertical entre cimento e concreto foram também bastante analisadas pela literatura que trata da indústria cimenteira. Uma série de artigos sobre essa questão foi publicada entre a década de 70 e 80, em seguida a decisões da *Federal Trade Commission* norte-americana de considerar ilegais operações de integração entre empresas das duas indústrias. Exemplos são os artigos publicados na *American Economic Review* (Mc Bride (1983), Ronald e Allen (1987) e Mc Bride (1987)) e no *Journal of Law and Economics* (Allen (1971), Meehan (1972) e Allen (1972)). A discussão versava sobre a possibilidade de aumento de eficiência em decorrência de integrações verticais na indústria em contraposição à possibilidade de aumento do poder de mercado. Não houve consenso sobre o tema. Recentemente, Hortacsu e Syverson (2007) analisaram empiricamente a questão, usando dados relativos a diversas empresas de cimento e concreto nos Estados Unidos e concluíram que a integração vertical entre empresas das duas indústrias aumenta a eficiência das empresas e não tem efeitos anticoncorrenciais.

No Brasil, na primeira década do século XXI, a indústria do cimento e a do concreto passaram por um ciclo de integração. Segundo o parecer da Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE) do Ministério da Fazenda no processo 08012.006199/2008-18¹³, foram realizadas doze operações relacionadas a essas duas indústrias no período de 1998 a 2002. Todas foram aprovadas sem restrições pelas autoridades antitruste, ainda que tenham suscitado discussões. Não há trabalhos acadêmicos publicados sobre essa questão no Brasil.

¹India readying cement probe, *Global Competition Review* (GCR), 13/09/2010

²Pakistan breaks cement cartel, GCR, 02/09/2009

³Indonesia investigates cement companies, GCR, 20/04/2009

⁴Egypt fines cement executives, GCR, 26/08/2008

⁵Cement company seeks leniency in South Africa, GCR, 11/11/2009

⁶Spain takes on cement sector, GCR, 18/12/2009

⁷French authority fines cement cartel, GCR, 13/03/2007

⁸Germany fines cement makers, GCR, 16/12/2009

⁹Polish cement companies hit with record fines, GCR, 10/12/2009

¹⁰Cement companies consider collusion claims, GCR, 11/05/2009

¹¹Cement cartel loses in court, 21/09/2005

¹²Fabricantes de cimento são processados por suposta formação de cartel, site da SDE, 22/12/2003

¹³ Este processo foi referente à aquisição dos ativos da Camargo Corrêa Cimento S.A., correspondentes a uma unidade prestadora de serviços de concretagem no Rio Grande do Sul pela Polimix Concreto Ltda.

Como teste para verificar possível efeito anticompetitivo da integração vertical em uma região do Canadá, Kleit e Palsson (1996) estimaram os custos de transporte e a probabilidade de arbitragem entre diferentes regiões daquele país. Embora utilizado como meio nesse trabalho, os custos de transportes é outro assunto bastante corrente na discussão sobre a indústria cimenteira. Isso porque o frete é relativamente caro em relação ao produto, o que poderia limitar a competição geograficamente e tornar o produto espacialmente diferenciado. A discussão desse tema remonta ao final da década de 40 do século passado (Nicols (1949)) e chega aos dias de hoje (Miller e Osborne (2010) e Salvo (2010)). O objetivo da literatura, em geral, é identificar quais os limites impostos pelos custos de transporte ao envio de cimento de uma região para outra. Os trabalhos mostram a relevância dos custos de transporte para a limitação do comércio de cimento entre regiões distintas, apontando para a diferenciação espacial do produto. Salvo mostra, ainda, que, além dos custos de transporte, comportamentos colusivos podem diminuir o fluxo de cimento de um estado para outro.

Especificamente sobre a indústria do cimento brasileira, há alguns trabalhos que analisam suas características. Zeidan e Resende (2009) formularam um modelo baseado em artigos da nova organização industrial empírica, que foi usado para estimar o comportamento da indústria no sudeste. Concluíram que a indústria se comporta como em um jogo de Cournot simétrico. Salvo (2007a) estimou, com base em dados de custo e demanda, as condições de competição da indústria cimenteira nacional (a região norte foi excluída da estimativa), encontrando que a maior parte das empresas apresentam um padrão de comportamento condizente com um equilíbrio colusivo.

A mesma conclusão foi obtida por Salvo (2010), quando verificou se os fluxos de cimento entre estados correspondiam ao que seria esperado se a indústria estivesse operando como um oligopólio de Cournot. Resende e Zeidan (2010) aplicaram um teste no qual a hipótese nula assume que os preços seguem um processo de Markov de primeira ordem. Esse processo seria decorrente de um equilíbrio de colusão tácita, no qual, se os concorrentes mantêm os preços altos (equilíbrio colusivo) em um período, é provável que o mesmo equilíbrio perdure no período posterior, mas, se algum concorrente inicia uma guerra de preços, é provável que essa guerra continue no período posterior. Os autores, no entanto, rejeitam a hipótese nula de que essa dinâmica prevalecia nos mercados regionais de cimento no Brasil durante o período de 1992 a 2003.

Nota-se, assim, que a pesquisa sobre a indústria cimenteira brasileira versou, sobretudo, sobre o poder de mercado dos produtores nacionais e, mais especificamente, sobre a possível existência de um equilíbrio mais colusivo do que Cournot, seja ele resultante de uma colusão tácita, seja ele resultante de um conluio explícito. Para além da existência de uma possível colusão, seja tácita ou não, há outros fatores que podem alterar o poder de mercado dos produtores nacionais, tornando mais provável que pratiquem preços acima dos custos marginais. Um exemplo é a limitação da competição espacial. Se é verdade que os custos de transporte de cimento de estados localizados próximos uns dos outros é alto o bastante para inibir a arbitragem interestatal, os estados poderão ser definidos como mercados isolados e os produtores em cada estado enfrentarão a competição apenas de produtores também ali localizados. Salvo (2010) estimou se os fluxos interestaduais do produto eram coerentes com um oligopólio de Cournot, mas não analisou quanto os custos de transporte representavam do preço do produto e o quanto limitavam a probabilidade de arbitragem.

Do mesmo modo, a competição no varejo pode afetar o poder de mercado dos produtores. Mais de 70% do cimento produzido no Brasil, conforme o relatório anual do Sindicato Nacional da Indústria do Cimento de 2009, é adquirido por revendedores que o comercializam para o consumidor final. Se a competição no varejo não for perfeita, a maximização do lucro dos varejistas pode afetar negativamente a lucratividade e mesmo o poder de mercado dos produtores. Além disso, é relevante notar que os trabalhos sobre a indústria cimenteira anteriormente citados assumiram a hipótese de competição perfeita no varejo e, assim, usaram os preços finais ao consumidor para estimar o poder de mercado dos produtores. Novamente, se a competição no varejo não for perfeita, é necessário que se considere a forma como os preços são determinados nesse setor para que se infira a competição entre os produtores.

Também a possibilidade de importação pode afetar o poder de mercado dos produtores nacionais. Se é difícil e custoso importar, os produtores nacionais poderão mais livremente precificar seu produto. Salvo (2007a) mostrou que, na maior parte do país, os produtores praticam preços acima do que seriam esperados em um oligopólio de Cournot e que esses preços são limitados pelos preços dos produtos importados. As importações representariam, assim, um limite superior aos preços estabelecidos pelos produtores nacionais. Na região norte, contudo, há importação do produto em quantidades consideráveis, em especial no Amazonas e em Roraima. Essas importações afetam de tal modo o equilíbrio na região que houve mesmo a instituição de direitos antidumping contra o produto provindo da Venezuela e

do México. Em uma situação como essa, o trabalho de Salvo (2007a) não é adequado para explicar a interação entre a indústria nacional e a estrangeira, tampouco é adequado para prever o que aconteceria no caso de uma redução tarifária, sendo necessária a averiguação empírica baseada em outros modelos teóricos.

Esses três aspectos, que influenciam a configuração do mercado cimenteiro no Brasil, quais sejam, custos de transporte, competição no varejo e influência das importações no equilíbrio final quando essas não são apenas uma ameaça mas ocorrem de fato, serão analisados empiricamente nesta tese. A tese investiga, portanto, três assuntos relacionados à questão da concorrência no setor: os custos de transporte e sua relevância para a competição; a estrutura competitiva no varejo de construção civil; o impacto da diminuição da alíquota tarifária nos preços do produto em dois estados importadores (Amazonas e Roraima) e no poder de mercado da firma instalada no Amazonas.

Tendo em vista a literatura sobre os custos de transporte do cimento e sua importância na competição nessa indústria, a dispersão de fábricas pelo território brasileiro e o tamanho do país, no capítulo 2 pretende-se verificar quão limitada é a competição entre fábricas localizadas em diferentes estados. Estimar-se-á os custos de transação, definidos aqui como o custo de envio do cimento de um estado para outro, e a probabilidade de arbitragem entre estados pertencentes à mesma região, tendo o estado exportador pelo menos uma fábrica nele instalada.

Os custos de transportes são estimados simultaneamente à probabilidade de arbitragem por meio de modelos de regressão com mudança (*switching regression model*). No primeiro modelo, existem duas possibilidades: os preços em cada estado são determinados isoladamente, não havendo arbitragem; alternativamente, os preços do cimento em cada estado são limitados pelos preços do mesmo produto nos estados vizinhos somados ao custo de transporte de um estado para outro. Esse modelo foi usado por Spiller e Huang (1986) para analisar o mercado de gasolina no nordeste dos Estados Unidos e por Kleit e Palsson (1996) para analisar os efeitos da integração vertical na indústria do cimento na região central do Canadá. No segundo modelo, são estimadas conjuntamente a possibilidade de haver arbitragem da região “A” para a região “B”, da região “B” para a região “A” e de não haver arbitragem entre as regiões. Trata-se, portanto, de uma equação com três estados. Esse modelo foi desenvolvido por Spiller e Wood (1988b), utilizado por esses dois autores para estimar a

probabilidade e os custos de arbitragem na era do padrão ouro (1988a) e, em uma versão um pouco modificada, utilizada por Kleit (2001) para estimar a integração dos mercados de petróleo cru.

Das estimações realizadas conforme o primeiro modelo, baseado em Spiller e Huang (1986), 80 convergiram e apresentaram pelo menos um dos coeficientes estimados significativos a 5%. Os resultados das estimações desse capítulo mostram que os custos de transação entre estados vizinhos ou da mesma região variam de 5% a 44% do preço final do produto. Os custos estimados são, assim, bastante altos e conforme o que seria esperado. As probabilidades de arbitragem, contudo, são mais baixas do que esperávamos, especialmente se considerarmos estados nos quais os fluxos ocorrem, ou seja, o custo de transporte ainda que alto, não é um limitador para transações.

Utilizando-se o modelo desenvolvido por Spiller e Wood (1988b), menos estimações são necessárias já que os dois sentidos em que pode haver arbitragem entre um par de estados são estimados conjuntamente. Embora o número de estimações que tenham convergido por meio do uso desse modelo seja maior, os resultados referentes aos custos de transporte estimados indicam que o modelo não se adequou aos dados. Isso porque foi comum que a estimativa para a média do custo de transporte fosse nula e, em alguns casos, o custo estimado foi maior do que os preços. Nenhum desses resultados parece possível: o primeiro porque o cimento é um produto pesado relativamente ao seu preço e transportá-lo, ainda que seja menos custoso do que o imaginado, demanda algum recurso financeiro; o segundo porque inviabilizaria qualquer tipo de transação entre estados.

Quanto à probabilidade de arbitragem, os resultados dos dois modelos apresentariam, necessariamente, diferenças. Isso porque no modelo de Spiller e Huang (1986), há apenas dois estados, sendo que a soma das probabilidades associadas a cada um desses estados é um. No segundo modelo, há três estados, já que se estima conjuntamente a probabilidade de arbitragem de uma determinada região “a” para uma região “b”, de “b” para “a” e a probabilidade de não arbitragem. A soma das probabilidades desses três estados é igual a um. Ainda assim, o que se observou nas estimativas referentes à probabilidade por esse modelo foi bastante incoerente com as estimativas obtidas por meio do uso do modelo de Spiller e Huang (1986). A maior parte das probabilidades estimativas resultou nos valores limites, ou um ou

zero. Esses resultados, novamente, nos fazem duvidar da adequação do modelo de Spiller e Wood (1988) para a estimação do problema ora analisado.

No terceiro capítulo, verificamos de maneira formal se a hipótese de que a competição perfeita no varejo de construção civil é válida no estado de São Paulo. Como observado anteriormente, o grau de competição no varejo pode afetar o poder de mercado dos produtores de cimento. Pode afetar, também, a identificação do poder de mercado dos produtores por meio do uso dos preços finais ao consumidor. Tanto Resende e Zeidan (2009) quanto Salvo (2007a e 2010), ao estimarem o padrão de competição na indústria cimenteira brasileira, supõem que a competição no varejo é perfeita. Os primeiros não explicitam essa hipótese, mas usam os preços no varejo para estimar a competição na indústria sem fazer qualquer adaptação que considere competição mais limitada no varejo. Salvo (2007a e 2010) calcula os preços da indústria com base nos preços do varejo, nos custos de frete e em impostos. Tendo em consideração informações recebidas de agentes da indústria e comparações entre os preços da indústria calculados a partir dessa hipótese e alguns obtidos de fontes diversas, assume explicitamente competição perfeita no varejo.

Testamos a hipótese utilizando dados de São Paulo porque nele foi instituída uma mudança na forma de cobrança do imposto sobre circulação de mercadorias e prestação de serviços (ICMS) que, sob certas condições, permite identificar a estrutura competitiva do varejo. A legislação não foi alterada para o cimento, mas o foi para os demais materiais de construção, inclusive para a argamassa, que é um composto formado, na maior parte dos casos, por cimento, areia e água.

O impacto de tipos diferentes de impostos nos preços finais e a relação desse impacto com a estrutura de mercado foi analisada por diversos pesquisadores, como Delipalla e O'Donnell (2001). Além das condições de funcionamento de mercado, estimativas desse tipo são usadas para verificar se o repasse de imposto ao consumidor está abaixo ou acima do que seria esperado em uma indústria em competição perfeita.

Com base nos resultados da literatura acima citada, que mostram impactos diferentes para impostos *ad valorem* e específicos conforme a estrutura competitiva de um setor, é possível estimar a estrutura competitiva no varejo de construção civil em São Paulo. Argumenta-se que a instituição da substituição tributária transformou o Imposto sobre Circulação de

Mercadorias e Serviços – ICMS, um imposto tipicamente *ad valorem*, em imposto específico. A estimação é conduzida por meio da definição de um grupo de tratamento – produtos recentemente submetidos à substituição tributária – e um grupo de controle, produtos não submetidos à substituição ou que o foram há bastante tempo. O estimador de diferenças em diferenças e o uso de variáveis relacionadas à demanda e à oferta na estimação asseguram que os efeitos observados foram provocados pela mudança na cobrança do ICMS. Os resultados confirmaram a correção da hipótese de competição perfeita para o varejo para o estado de São Paulo.

No quarto capítulo, pretende-se estimar como a diminuição do imposto de importação alterou a capacidade de a firma cimenteira que oferta no estado do Amazonas praticar preços acima de seu custo marginal e se houve modificação no seu poder de mercado. O trabalho difere dos anteriores porque visa, principalmente, estimar os efeitos da diminuição tarifária no poder de mercado da firma nacional instalada naquele estado e não apenas o poder de mercado em determinado momento. Difere, ainda, do de Salvo (2007a) porque naquele as importações foram tratadas como ameaça, sendo que neste analisamos a dinâmica em um estado no qual elas realmente ocorrem.

Assumiu-se que a firma localizada no Amazonas e a firma responsável pelas importações funcionam como um oligopólio de Cournot. Com base nessa hipótese, estimou-se o efeito que a diminuição tarifária teria no poder de mercado da firma nacional. Para a estimação dos efeitos nos preços, utilizou-se metodologia comum à análise de políticas públicas, baseada na determinação de grupos de tratamento e de controle.

A estimação foi conduzida apenas para o Amazonas porque a região norte do país é o único local onde se observam importações de cimento constantes e relativamente altas em relação ao consumo no país, e o Amazonas é o maior importador da região ao mesmo tempo em que há uma fábrica nele instalada (há outra fábrica instalada no Pará e, mais recentemente, foi construída uma em Rondônia). Assim, se houver um local no qual a diminuição de alíquotas tarifárias tem impacto, certamente é nos estados dessa região.

No caso do Amazonas, apesar das importações do produto aumentarem consideravelmente a partir de 2006, a redução dos impostos de importação não diminuiu o poder de mercado das firmas nacionais. É difícil explicar por que isso aconteceu. De um lado, poder-se-ia supor que

a diminuição não afetou os custos dos principais ofertantes estrangeiros do produto, já que havia isenção tarifária tanto para Cuba quanto para Venezuela. Do outro lado, o aumento da quantidade importada, tanto desses países, como, em 2008, de terceiros, deveria reduzir os preços locais. Em outras palavras, caso se considerem as importações como uma franja competitiva ou caso as considere como uma firma em um oligopólio de Cournot, o aumento da quantidade ofertada diminuiria os preços locais. Pode-se concluir, portanto, que o aumento da quantidade importada não foi relacionada à redução tarifária e, por isso, não foi verificado efeito da última sobre o poder de mercado da firma localizada no Amazonas. Coerentemente, também não se verificaram efeitos sobre os preços do produto nos dois estados estudados.

Antes de iniciar as análises sobre os diferentes aspectos da indústria cimenteira brasileira, será feita uma breve apresentação de suas características e organização.

1.1 Cimento Portland

O cimento portland¹⁴ é uma mistura de calcário e argila e, em alguns casos, de outras adições, que, em contato com a água, endurece. Sua principal aplicação é na construção civil. Por um lado, o cimento é utilizado na maior parte das obras de engenharia. Por outro, o baixo custo do produto em relação aos demais materiais torna o seu peso no custo total da obra relativamente pequeno.

Existem diversos tipos de cimento, diferentes entre si em razão da presença de alguma adição e da proporção entre calcário e argila. Conforme a Associação Brasileira de Cimento Portland (ABCP), os cinco tipos básicos são¹⁵:

- Cimento Portland Comum I CPI-S: contém de 1% a 5% de adições e é usado em serviços de construção de concreto em geral;
- Cimento Portland CP-II: um tipo de cimento com maior resistência ao ataque de sulfatos contidos no solo e recomendado para obras correntes de engenharia civil. Existem três variações de CP-II. O CP-II-E tem de 6% a 34% de escória, o CP-II-Z: de 6% a 14% de cinza volante (pozolana) e o CP-II-F de 6% a 10% de calcário;
- Cimento Portland de alto forno CP-III: tem de 35% a 70% de escória de alto forno. O CP-III é usado nas mesmas aplicações dos demais tipos de cimento, mas é especialmente vantajoso em obras de concreto-massa, como barragens e peças de grandes dimensões;
- Cimento Portland CP-IV: tem de 15% a 50% de cinza volante (pozolana). Também utilizado em qualquer tipo de obra, esse tipo de cimento é especialmente vantajoso para construções expostas à ação de água;

¹⁴ Além do cimento portland existe o cimento branco, usado, principalmente em acabamentos. Recentemente, a indústria passou a fabricar o cimento branco estrutural, com usos semelhantes ao cimento portland, mas com o diferencial de ser branco, o que facilita determinados tipos de acabamento. Os preços do cimento branco estrutural são, todavia, consideravelmente, mais altos que o do cimento portland, restringindo o seu uso. Neste trabalho, o termo “cimento” será usado para designar o cimento portland.

¹⁵ Há outros tipos, de uso mais específico e vendas bastante restritas.

- Cimento Portland CP-V: sem quaisquer adições, mas com dosagens diferentes de calcário e argila no clínquer com o qual é fabricado. É utilizável em qualquer tipo de obra e recomendado para a produção de artefatos de cimento.

Embora haja distinções técnicas entre os diversos tipos de cimento, eles são substituíveis entre si. O principal motivador do uso de adições não é a diferenciação do produto, mas a minimização de custos e a obtenção de ganhos ambientais. Aditivos diminuem a quantidade de clínquer necessário e, por conseguinte, é produzido mais cimento com a mesma quantidade de material. Como a queima da argila com o calcário para a formação do clínquer demanda bastante energia, o uso de menor quantidade da matéria por tonelada de cimento produzido diminui os custos financeiros e as emissões de gás carbônico.

A maior parte do cimento comercializado no Brasil (60%)¹⁶ é vendida em sacos de cinquenta quilos, distribuídos por revendas. O consumidor do produto ensacado é, em geral, indivíduos que realizam construções individuais ou reformas. Esse público não percebe diferenças significativas entre um tipo de cimento e outro. Em razão disso, os revendedores costumam comercializar apenas um tipo (CP-II).

1.2 Produção

A primeira etapa na produção do cimento é a extração do calcário. A maior parte das empresas brasileiras possui minas próprias. Após a extração, o calcário é reduzido a um diâmetro máximo de 25 mm. Junta-se a ele a argila, e mói-se essa mistura. O composto é homogeneizado e segue para os fornos, onde é aquecido a 1450° C, originando o clínquer. Adiciona-se, então, o gesso e, no caso de cimento com outras adições, os materiais que resultam em diferentes tipos do produto.

O processo produtivo é simples, mas requer investimentos consideráveis em equipamentos. Na literatura econômica, a função de produção do cimento costuma ser designada por uma

¹⁶ Dados obtidos no relatório anual do Sindicato Nacional da Indústria do Cimento (SNIC) de 2008.

função com coeficientes fixos, pois não se pode alterar a proporção entre os diferentes materiais.

1.3 Logística

Mais complexa que a produção, é a logística do cimento, um produto pesado relativamente a seu preço, perecível, e cuja demanda espalha-se por todo o país. Antes mesmo do produto finalizado, o transporte da matéria-prima impacta os custos do produto final. As fábricas tendem a concentrar-se próximas das minas de calcário, pois, além de este ser o principal componente do cimento, tem seu peso reduzido pela metade quando vai ao forno. Explica-se, assim, a grande concentração de fábricas em Minas Gerais, como pode ser observado na figura 1. Ao mesmo tempo, os custos também são reduzidos quanto maior a proximidade com o mercado consumidor. Por essa razão, há fábricas espalhadas por todo o país, como também pode ser observado na figura 1.

Em relação aos outros materiais usados na fabricação do cimento, a distribuição no país não é uniforme. A maior parte do gesso consumido provém do nordeste, e o coque de petróleo, principal combustível dos fornos que queimam calcário, provém do exterior, devendo ser transportado do litoral. Quando pronto, o produto é transportado em caminhões (94% da produção)¹⁷ ou, na região norte, por meio de transporte hidroviário. A indústria não divulga qual a proporção média dos custos de transporte em relação aos preços finais, mas afirma que, em alguns casos, eles superam os custos de produção.

De acordo com a Secretaria de Acompanhamento Econômico¹⁸ – SEAE – do Ministério da Fazenda, o cimento produzido no país é transportado, em média, por 300 km da fábrica ao ponto de venda. Nas regiões menos povoadas, essa distância atingiria 500 km. Os custos associados ao frete do produto e a inviabilidade de seu transporte por longos trechos levaram

¹⁷ Dados do relatório anual do SNIC (2008)

¹⁸ Por exemplo, no parecer da Secretaria referente ao ato de concentração 08012.003325/2002-97, cujas requerentes eram Companhia de Cimentos do Brasil, empresa pertencente ao Grupo Címpor, e a Lafarge Brasil S.A., afirma-se: “Conforme tem-se estabelecido nos pareceres elaborados pela SEAE, a dimensão geográfica do mercado relevante de cimento é definido de forma conservadora como um raio de 500 quilômetros em torno do local de fabricação do produto. Essa convenção baseia-se na constatação de que as empresas transportam cimento, em média, a locais que distam 300 km da fábrica, chegando esse raio de atuação a 500 km nas regiões menos povoadas.” (p. 4 do referido parecer).

a SEAE a definir os mercados relevantes nos processos administrativos que analisa como círculos com raios de 500 km cujos centros são as fábricas.

Figura 1 - Fábricas de Cimento no Brasil

Fonte: SNIC – Relatório Anual 2008

1.4 Indústria do Cimento no Brasil¹⁹

Até a Primeira Guerra Mundial, as iniciativas para produzir cimento no Brasil fracassaram. Em 1933, houve a instalação do primeiro projeto bem-sucedido. Além da fábrica produtora do cimento Mauá, principal fabricante do país, outras empresas surgiram nessa década, e a produção nacional passou a exceder as importações.

Nos anos 60, a Votorantim tornou-se a principal produtora nacional, posto que ocupa até hoje. No final dessa década, começou um período de prosperidade na indústria, estimulado por grandes projetos de obras públicas. Essa fase perdurou durante a década de 70, mas reverteu-se nos anos 80, quando a indústria atingiu 55% de ociosidade em suas plantas.

¹⁹ Esta seção baseia-se, em grande parte, na descrição da indústria constante do site do SNIC, intitulada “Perfil da Indústria no Brasil” (<http://www.snic.org.br/perfil.htm>, acessado em 23/01/2010)

O controle da inflação e a maior facilidade de crédito imobiliário estimularam a construção civil na década de 90 e no começo do século XXI. Atualmente, além da demanda privada, programas de governo que enfatizam obras de infraestrutura aumentaram ainda mais a produção na construção civil e, por conseguinte, a demanda por cimento.

Atualmente, o consumo nacional é atendido (99,5% conforme dados do SNIC) pela produção nacional. Apenas em alguns estados do norte do país, como veremos no capítulo 4, a importação do produto é significativa. A maior parte dos competidores nacionais tem mais de uma fábrica, como pode ser observado na figura 1. Apenas a Votorantim, maior empresa cimenteira brasileira, atua em todas as regiões.

A tabela 1 mostra a concentração na produção nacional. Considerando-se o Brasil um único mercado, a Votorantim foi responsável por mais de 40% do total despachado em 2008, segundo o SNIC. O segundo maior grupo despachou aproximadamente 12% do total naquele ano. A grande concentração é provocada pela existência de ganhos de escala na produção do cimento, o que aumenta o investimento inicial necessário para a montagem de uma fábrica economicamente viável.

Tabela 1 - Venda de Cimento

Fonte: Relatório Anual do SNIC 2008

As entradas no setor concentraram-se nas décadas de 50, 60 e 70 do século XX. Apenas a Votorantim operava antes desse período, tendo começado a produzir cimento na década de 30, e apenas a Cimpor entrou posteriormente no país, em 1997. Entre as décadas de 70 do século XX e o início deste século, houve a entrada de pequenas empresas, chamadas moageiras,

porque adquirem o clínquer pronto e apenas o transformam em cimento. Com isso, os investimentos necessários para a entrada são reduzidos, mas a contestação imposta por essas empresas aos grupos maiores tende a ser limitada. A maior parte das empresas moageiras foi adquirada por grupos cimenteiros.

Havia, assim, estabilidade no mercado de cimento no que tange aos ofertantes. Em 2009, a CSN, uma das maiores siderúrgicas nacionais, entrou nesse mercado. A empresa utiliza a escória provinda de seus altos-fornos para a fabricação do CP-III. Os investimentos iniciais totalizaram US\$ 410 milhões, conforme seu relatório anual de 2009, sendo sua capacidade atual de produção de 2,8 milhões de toneladas.

1.5 Complexo do Cimento

Além do próprio cimento, há dois importantes materiais de construção cuja matéria-prima é basicamente cimento. O concreto é uma mistura de cimento, areia, água e brita, e a argamassa é, basicamente, uma mistura de cimento, areia e água.

Embora a fabricação desses dois produtos não exija investimentos vultosos, a participação das empresas cimenteiras nesses mercados tende a ser considerável. A Votorantim, por exemplo, tinha participação de mercado na região sudeste, em 2007, nas vendas de argamassa, de 36%, segundo o parecer da SEAE no processo 08012.003739/2008-10 (p. 11), cujas requerentes eram a Votorantim Cimentos Brasil Ltda. e a Qualimat Distribuidora de Materiais de Construção S/A. A tabela 2 mostra os investimentos necessários para a entrada no mercado de argamassa, conforme parecer da SEAE.

Tabela 2- Investimentos Necessários para Entrada no Mercado de Argamassas, segundo empresas

Fonte: Parecer SEAE no processo 08012.003739/2008-10, p.15

Há discussão sobre os efeitos competitivos da integração vertical entre o cimento e seus “subprodutos”. Essa discussão não será analisada neste trabalho, mas analisar-se-á o comportamento dos preços da argamassa no varejo a fim de identificar a estrutura competitiva do varejo de material de construção civil (vide capítulo 3).

A produção de argamassa é relativamente concentrada, mas a venda ao consumidor final é supostamente pulverizada. A hipótese de que o varejo de material de construção – portanto, de argamassa – é competitivo é adotada na maior parte dos trabalhos que analisa a concentração na produção de cimento e de outros materiais, como observado na introdução. É essa hipótese que permite, por exemplo, que sejam utilizados os preços no varejo para estimações que visam estabelecer o poder de mercado de produtores.

Considerando-se que, segundo o cadastro geral de empresas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), havia, no país, em 2007, mais de 170.000 empresas que comercializam materiais de construção, estando aproximadamente 52.000 localizadas no estado de São Paulo, essa hipótese parece ser bastante razoável. Verificar-se-á se, de fato, ela se comprova no capítulo três.

O setor produtivo a ser analisado neste trabalho, portanto, é bastante concentrado e, diferentemente de outros países, enfrenta pouca contestação de agentes internacionais. O setor varejista, ao contrário, é pulverizado e, supõe-se, seu equilíbrio aproxima-se da competição perfeita.

1.6 Literatura sobre a indústria cimenteira brasileira

Salvo (2007a) estimou, com base em dados de custo e demanda, as condições de competição da indústria cimenteira nacional. Foram estimadas equações de demanda para os diversos estados brasileiros (a região norte foi excluída da estimativa).

Assumindo a hipótese de que as importações representam um limite superior aos preços dos produtores nacionais, o autor testa a hipótese de que a indústria, em cada estado encontra-se em um equilíbrio de Cournot em contraposição à hipótese alternativa de um equilíbrio mais colusivo.

A equação utilizada para realização desse teste é $p(q) + \frac{p(q)}{\eta} \frac{q_f}{q} \leq c_f$, onde p é o preço do produto, η é a elasticidade da demanda, q_f é a quantidade vendida da indústria f e q é a quantidade vendida por toda a indústria. A maior parte dos resultados rejeitou a hipótese nula.

Salvo (2010) utiliza a mesma equação acima ($p(q) + \frac{p(q)}{\eta} \frac{q_f}{q} \leq c_f$) para verificar se os fluxos de cimento entre estados da federação condizem com o equilíbrio de Cournot ou se indicam a presença de um equilíbrio colusivo. Novamente, os resultados apontaram para comportamento colusivo da indústria.

Resende e Zeidan (2009) formularam um modelo baseado em artigos da nova organização industrial empírica, que foi usado para estimar um parâmetro de competição para a indústria cimenteira no sudeste brasileiro. A estratégia para identificação do poder de mercado baseia-se na inclusão de uma variável que rotaciona a curva de demanda, como proposto por Bresnahan e Lau (1982). Como pode haver diferenças no parâmetro de conduta da indústria no curto ou no longo prazo, é introduzida dinâmica na estimação por meio da inclusão de um mecanismo de correção de erros.

Os dados utilizados são séries mensais que abrangem o período entre janeiro de 1991 e dezembro de 2002. Os resultados apontam para maior poder de mercado das firmas no curto prazo em relação ao longo. A hipótese de concorrência perfeita não é aceita, pois nenhum intervalo de confiança para os parâmetros de conduta alcança o zero. A hipótese de um Cournot simétrico é aceita a um nível de significância de 5%. A elasticidade da demanda estimada é bastante baixa (0,098), com parâmetro de ajuste de longo prazo de 0,373. Concluem os autores que a indústria comporta-se colusivamente no curto prazo, aproveitando a inelasticidade da demanda para exercer poder de mercado.

Resende e Zeidan (2010) baseiam-se em um modelo de colusão tácita no qual guerras de preço surgem como um fenômeno de equilíbrio, de modo que há períodos de colusão e outros nos quais prevalece um cartel. Os preços seguem mais de um regime. Considerando esse modelo, Abreu-Pearche-Sttachetti o estendem, estabelecendo dois gatilhos que levam os preços a passarem de um regime para o outro. Assim, se os preços em um período forem inferiores a um limite, o equilíbrio de colusão se reverte para uma guerra de preços e, estando

no equilíbrio de guerra de preços, a reversão depende também da extrapolação de um limite. Os preços de um produto comercializado em um mercado caracterizado por esse modelo seguem um processo de Markov de primeira ordem.

Para identificar quando os preços estão em um regime ou no outro, Resende e Zeidan (2010) verificam as variações nos preços, desconsiderando variações provocadas por alterações nos custos dos produtos. Uma guerra de preços é identificada sempre que $\Delta P - \Delta c > -5\%$ e nela permanecerá até que os preços alcancem valor 0,5% maior do preço de quando se iniciou a guerra. O mercado foi dividido regionalmente. Os dados abrangem o período de 1992 a 2003 e, como estavam agregados por estados, foi feita a média aritmética simples dos estados componentes de cada região para encontrar os preços regionais. Rejeitou-se a hipótese nula de um processo de Markov de primeira ordem, ou seja, os preços não são consistentes com um modelo de colusão ótima com monitoramento imperfeito. Não se exclui a hipótese de que os produtores tenham poder de mercado.

Os trabalhos realizados sobre o setor no Brasil permitem concluir que os produtores têm poder de mercado. Não há consenso, no entanto, sobre a estrutura competitiva na indústria, que, considerando-se os trabalhos analisados acima, pode estar tanto em um oligopólio de Cournot quanto em um equilíbrio colusivo, mas não em colusão tácita.

2 SEGUNDO CAPÍTULO: ARBITRAGEM E CUSTO DE TRANSAÇÃO – QUAL CAMINHO PERCORRE O CIMENTO?

2.1 Introdução

Como visto na introdução a esta tese, um dos fatores que podem contribuir para o elevado poder de mercado das firmas cimenteiras brasileiras é o custo de transporte, que pode se constituir em um limitador à competição espacial. A existência de fábricas do mesmo produtor em muitos estados, inclusive vizinhos entre si, faz supor que a arbitragem entre diferentes estados é limitada. O objetivo deste capítulo é estimar a probabilidade de arbitragem entre estados vizinhos ou pertencentes à mesma região e o tamanho dos custos de transação associados a ela.

As metodologias utilizadas baseiam-se em dois modelos com mudança de regressão, nos quais em um estado cada região é um mercado isolado e, nos estados alternativos, há arbitragem. Esses modelos são apresentados detalhadamente na terceira seção deste capítulo. Antes de apresentar os modelos, apresentamos os diferentes métodos utilizados na literatura econômica para estimar probabilidade de arbitragem, os problemas nos quais eles são mais comumente empregados e as críticas existentes. A seção dois, que revisa a bibliografia, contextualiza, portanto, a metodologia empregada posteriormente.

Os resultados das estimativas, apresentados detalhadamente ao final deste capítulo, mostram não apenas a proporção que o frete representa do custo final do produto, mas também informam, em parte ao menos, sobre a pressão competitiva enfrentada pelas firmas localizadas em um estado das firmas localizadas nos estados vizinhos (principalmente quando as fábricas não pertencem ao mesmo produtor).

2.2 Revisão Bibliográfica

Sherwin e Stigler (1985) estabeleceram que um mercado é a área onde preços são estabelecidos. Antes deles, Marshall (1961) afirmou que, quanto mais perfeito um mercado,

mais forte a tendência para que o mesmo preço seja pago pelo mesmo bem, no mesmo tempo, em todas as partes do mercado. Essa interrelação entre preços e a constituição e tamanho de um mercado possibilita que testes de preços sejam usados para determinar se um mercado existe e qual seu tamanho.

Testes de similaridade de preços ou de similariedade nas variações de preços são utilizados por autoridades antitruste quando se pretende definir mercados relevantes de produto e geográficos. Definir mercados, nesse tipo de análise, é relevante para estabelecer quais são os agentes que competem entre si e qual o grau de competição. Um exemplo do emprego de testes de preços na definição de mercados foi a análise da operação de aquisição, pela Braskem e pela Petrobras, da totalidade do capital da Ipiranga Petroquímica S.A. (processo 08012.002813/2007-91), na qual os mercados geográficos de polietilenos e prolipropilenos foram definidos com base, sobretudo, em testes de preços (cointegração, vetor de correção de erros, causalidade de Granger e análise de variância).

O estudo da era de vigência do padrão-ouro também se tem utilizado da análise do comportamento de preços. Nesse caso, o principal interesse de pesquisadores é verificar se o padrão-ouro funcionava, ou seja, se as taxas de troca entre libras esterlinas-ouro e dólar-ouro convergiam. Podem-se distinguir dois tipos de modelos mais usados na análise desse período histórico.

O primeiro tipo de modelo baseia-se na estimação de *threshold autoregressions* (TAR). As TAR caracterizam-se pela existência de, pelo menos, dois regimes. Dentro de um determinado intervalo, os preços flutuam sem que haja qualquer tendência de convergência. Apenas quando os preços estão fora desse intervalo, tendem a voltar para ele, ou seja, a arbitragem tende a ocorrer. Existem diferentes explicações para a não tendência de convergência dentro do intervalo. Uma das mais citadas é haver custos fixos associados à arbitragem que a tornam lucrativa apenas quando a divergência de preços é suficientemente grande. Isso valeria tanto para a transação de moedas como de commodities. Quando a divergência de preços é suficientemente alta, os preços tenderiam a convergência, ou seja, a caminharem para o intervalo estabelecido.

A estimação de modelos TAR permite verificar a velocidade de convergência, o que, no caso do estudo da era do padrão-ouro, indicaria o sucesso do sistema. Além disso, permite que se

determinem diferentes processos estocásticos para cada regime, de modo que o modelo seja definido de acordo com os dados.

Exemplo do emprego desse tipo de modelo é Prakash e Taylor (1997), que estimaram um modelo TAR para verificar se, durante o período de vigência do padrão-ouro, havia arbitragem nos momentos em que supostamente deveria ocorrer, ou seja, quando as diferenças nas cotações das moedas superavam a paridade em relação ao ouro das duas moedas e os custos de transação. Canjels, Prakash-Canjels e Taylor (2004), estimaram um modelo bastante semelhante ao descrito acima, sendo os erros heterocedásticos e testaram todas as implicações do modelo econômico (o mesmo do artigo de Prakash e Taylor (1997)), quais sejam: uma única defasagem no processo autoregressivo; linearidade depois de terem sido permitidas dois limites, simetria dos limites e simetria da velocidade de ajustamento. Apenas a existência de raiz unitária no processo dentro do intervalo e a possibilidade de convergência para o intervalo não foram rejeitadas. Além do estudo do padrão-ouro, Obstfeld e Taylor (1997) analisaram a paridade do poder de compra e a “lei do preço único” para diversas *commodities* por meio desse método.

Considerando, nos modelos TAR, que o intervalo de preços no qual não há tendência à convergência caracteriza estados de autarquia e, os regimes nos quais há convergência, estados de comércio, poderíamos usar esse tipo de modelo para verificar qual o comportamento típico dos preços do cimento entre pares de estados localizados em uma mesma região do Brasil. A proporção de observações dentro do intervalo poderia ser um indicativo da probabilidade de arbitragem. Não seria possível, no entanto, estimar os custos de transação e analisar como esses se relacionam com as probabilidades de arbitragem.

O segundo grupo de modelos utilizado no estudo do padrão-ouro estima conjuntamente custos de transação e probabilidades de arbitragem. Em comum com os modelos TAR, há o fato de que se baseiam na alternância de regimes. Define-se um regime no qual os preços estão em autarquia, portanto as suas médias são determinadas independentemente; e outro regime no qual há comércio, portanto os preços de um produto ou em um lugar são limitados pelos preços no outro lugar adicionados do custo de transação de levar o produto de uma região para outra.

Spiller e Huang (1986) desenvolveram um modelo no qual existem duas possibilidades referentes ao comércio entre duas regiões: autarquia ou existência de comércio intrarregional, havendo fluxo de gasolina da região onde é menos custoso para a região onde o preço é mais alto. Em autarquia, os custos de transação entre duas regiões são maiores que a diferença de preços entre essas regiões. Na existência de comércio, a diferença de preços é maior que o custo de transação.

Econometricamente, a diferença entre as duas especificações está no componente estocástico da equação, que tem um erro com dois componentes: U e V . No regime de autarquia, U é positivo, e a equação assume a forma: $\log(p_t^2 - p_t^1) = B + V_t - U_t$, onde p é o preço em cada uma das regiões, B é o logaritmo da média do custo de transação e U e V são os choques aleatórios no custo de transação. No regime em que há comércio entre as regiões, U é nulo. Essas duas equações, bem como as probabilidades associadas a cada uma delas, podem ser estimadas por máxima verossimilhança. Spiller e Huang (1986) estimam, assim, os custos de transação requeridos para o exercício de arbitragem no mercado de gasolina no nordeste dos Estados Unidos.

Os mesmos modelo e método de estimação foram utilizados por Kleit e Palsson (1996) para verificar a possibilidade da realização de integrações verticais terem afetado os preços do cimento na região central do Canadá, o que implicaria diferentes custos de arbitragem entre a importação de cimento para aquela região e a exportação do Canadá central para outras regiões. Kleit (1998) usa um modelo do mesmo tipo para verificar se a desregulamentação do mercado de gás natural afetou os custos de transação. Kleit e Reitzes (2007) estimam um modelo com três estados (autarquia, comércio irrestrito e comércio restringido pela capacidade de transmissão) para avaliar o impacto de determinadas políticas de transmissão de energia no comércio de eletricidade no nordeste dos Estados Unidos.

Spiller e Wood (1988b) desenvolveram um modelo que também estima concomitantemente a probabilidade de arbitragem e o custo de transação. Esse modelo, no entanto, difere do anterior porque compõe-se de três estados: autarquia, probabilidade de arbitragem da região A para B , de B para A e de não haver arbitragem. A estimação é feita por meio de um modelo Tobit, no qual os limites dos diferentes regimes são determinados estocasticamente. Os custos de transação são, por hipótese, positivos e determinantes das diferenças máximas que os

preços entre duas regiões diversas podem assumir. Desse modo, assumindo-se uma dada distribuição para os custos dos transportes e conhecendo-se as diferenças de preços, é possível estimar os custos de transação e a probabilidade de arbitragem.

Spiller e Wood (1988a) usam o modelo desenvolvido no artigo citado anteriormente para analisar o período em que vigia o padrão ouro. Como a garantia da efetividade do regime sustentava-se na possibilidade de ocorrência de arbitragem caso os preços do ouro divergissem de um país para outro, a estimação da probabilidade de arbitragem é usada para analisar a efetividade do sistema cambial.

Kleit (2001) adaptou o modelo de Spiller e Wood (1988b), de modo que a média dos preços em autarquia é composta não apenas por uma constante, mas também por uma tendência temporal. Além disso, adaptou-o para que fosse considerada a interdependência temporal entre as observações (autocorrelação). Com esse modelo modificado, foram estimados os custos de transação e a probabilidade de arbitragem relacionados ao comércio de petróleo cru. O objetivo do autor era verificar se os mercados do produto estão integrados.

Como observado anteriormente, a vantagem da estimação dos custos de transação e das probabilidades de arbitragem, conjuntamente, é que se pode aferir o quanto os custos de transação estimados relacionam-se com as probabilidades de arbitragem. Espera-se que haja correlação negativa entre os valores estimados dos dois fatores, de modo que quanto menor o custo de transação maior a probabilidade de arbitragem. A possibilidade de aferir essa relação é ainda mais interessante no caso do cimento no Brasil, já que em trabalho anterior, Salvo (2010) mostrou que os fluxos de cimento entre diferentes estados brasileiros seriam menores que aqueles esperados em um oligopólio de Cournot, ou seja, os fluxos de cimento, principal mecanismo pelo qual a arbitragem ocorre, são mais baixos do que seria esperado em uma organização da indústria não colusiva.

Teoricamente, Salvo (2010) mostra o resultado já conhecido na literatura de que a colusão, tácita ou não, entre firmas tende a diminuir o comércio inter-regional do produto que elas ofertam. Ele expande essa conclusão para o caso em que os preços são limitados por uma condição exógena, como a ameaça de que importações passem a ser realizadas²⁰.

²⁰ A discussão sobre a existência de um constrangimento aos preços decorrente da ameaça das importações é realizada em outro artigo do autor (Salvo (2007a)). No artigo ora citado, o autor assume a possibilidade de as

Desenvolvido o modelo teórico, o autor estima uma equação de gravidade de comércio e obtém os resultados padrão: o nível de comércio aumenta à medida que o tamanho do mercado a ser atendido cresce e diminui à medida que a distância aumenta. Também há decréscimo considerável do nível de comércio quando o produto tem de atravessar fronteiras estaduais. Esse resultado chama a atenção, segundo Salvo, pois o Brasil é um país integrado regionalmente e há incentivos para o comércio interestadual.

São usados dados dos fluxos de cimento (de cada planta produtora para o estado de destino), de preços e de custos, todos observados diretamente para testar se as condutas das firmas produtoras são consistentes com o padrão de oferta de um mercado em equilíbrio de Cournot. Os dados utilizados abrangem a década de 90 (1991 a 1999) e não incluem a região norte, cujos dados de preços não estavam disponíveis.

Mais detalhadamente, a hipótese nula do teste realizado por Salvo (2010) é que as firmas operam como em Cournot, portanto a condição de precificação de uma firma f é dada por:

$D_l^{-1}(q_{lt}) + \frac{D_l^{-1}(q_{lt}) q_{flt}}{\eta_l(q_{lt}) q_{lt}} \leq c_{flt}$, onde D_l é a demanda no mercado l , η_l é a elasticidade da demanda no mercado l , q_{flt} é a quantidade ofertada pela firma f no mercado l , no período t , q_{lt} é a quantidade ofertada por todas as firmas no mercado l , e c_{flt} é o custo marginal da firma f de aumentar a oferta para o mercado l no momento t . A desigualdade é estrita se o custo da firma f ofertar para o mercado l for maior que o preço de equilíbrio naquele mercado ou se houver um limite para os preços realmente atingido. A inequação acima é reescrita como $D_l^{-1}(q_{lt}) + \frac{D_l^{-1}(q_{lt}) q_{flt}}{\eta_l(q_{lt}) q_{lt}} = \varphi_{flt} + c_{flt}$. Sendo $\varphi_{flt} \leq 0$, todas as condições apresentadas podem ser descritas pela equação e basta calcular o valor de φ_{flt} , sendo que:

$H_0: \varphi_{flt} \leq 0$ (Equilíbrio de Cournot, sendo possível a existência de um limite para os preços);

$H_A: \varphi_{flt} > 0$ (Oferta colusiva, independentemente de haver um limite para os preços).

O teste é realizado para cada firma em cada um dos anos da amostra. A estatística do teste é

$\hat{\varphi}_{flt} = p_{lt} + \frac{p_{lt} q_{flt}}{\eta_{lt} q_{lt}} - c_{flt}$, sendo a elasticidade o único valor estimado. Nas 2195 decisões de

importações limitarem os aumentos de preços no modelo teórico desenvolvido e nas condições em que se baseiam o teste.

ofertas analisadas, a hipótese de Cournot foi rejeitada, a 5% de significância, em 1470 testes. Outras características da amostra corroboram os resultados encontrados. Existem 1471 decisões de não ofertar para determinado mercados. Dessas, em apenas 324 o custo marginal para o cimento entregue naquele mercado excediam o preço. Em dois estados bastante próximos – Alagoas e Sergipe – os preços eram bastante similares, existia uma fábrica em cada estado, cada uma de um produtor, os custos de transporte eram baixos relativamente aos lucros que seriam obtidos se houvesse transação, mas nenhuma das duas firmas exportavam para o estado vizinho. Uma situação bastante similar a essa ocorria com os estados de São Paulo e Minas Gerais. Concluiu-se que o baixo intercâmbio interestadual não era derivado apenas dos custos de transporte, mas também do comportamento colusivo das firmas.

A estimação da probabilidade de arbitragem concomitantemente à estimação dos custos de transação, como foi dito, permite analisar a relação entre os dois e, assim, verificar se os custos de transação tendem a determinar as probabilidades de arbitragem. A ausência ou pouca correlação entre as duas variáveis indica a existência de outros fatores, que podem ser os já apontados por Salvo (2010). Ao realizar a estimação, contudo, é preciso considerar as suas possíveis limitações. Coleman (2007) aponta a existência de problemas de identificação em métodos que estimam a probabilidade de arbitragem e os custos de transação com o uso somente de preços quando o comércio entre as duas regiões não acontece diretamente.

. Isso pode ser visto por meio de um modelo simples de arbitragem.

A condição de não arbitragem é expressa por duas condições:

$$p_t^j - p_t^i - k_t^{ij} \leq 0;$$

$$(p_t^j - p_t^i - k_t^{ij})T_t^{ij} = 0;$$

Onde p_t^j é o preço no local j no momento t, k_t^{ij} é o custo do transporte de i para j no momento t, e T_t^{ij} é a quantidade exportada de i para j no momento t. Assume-se que $k_t^{ij} = k_t^{ji}$. Se há apenas duas cidades, a condição de não arbitragem significa que $-k_t^{ij} \leq p_t^j - p_t^i \leq k_t^{ij}$. Supondo que haja três locais, i, j e h e que seja menos oneroso transportar o produto diretamente entre dois locais do que por meio do terceiro ponto, de modo que, para qualquer combinação de custos de transporte, $k_t^{ij} + k_t^{jh} > k_t^{ih}$, haverá, então, treze combinações de comércio consistentes com a condição de não arbitragem.

Quatro dessas combinações são consideradas de interesse pelo autor. Se o comércio com o terceiro local for pequeno, a condição de não arbitragem é a mesma da situação em que há apenas dois locais, e podem-se usar apenas dados de preços para estimar os custos de transporte. Se o terceiro local sempre importar o produto dos outros dois, a diferença $p_t^j - p_t^i$ igualará $k_t^{ih} - k_t^{jh}$, e nunca haverá comércio entre i e j. Do mesmo modo, se o terceiro estado for exportador do bem, $p_t^j - p_t^i = k_t^{ih} - k_t^{jh}$, e não haverá comércio entre os dois estados importadores. Nesses dois casos, os custos de transporte não são identificados pelos tipos de modelos descritos acima. Por fim, quando o terceiro local comercializa normalmente apenas com um dos outros dois locais, $p_t^j - p_t^i$ pode igualar k_t^{ij} , mas nunca será maior que $k_t^{ih} - k_t^{jh}$.

Assim, ao estimar as equações referentes aos estados brasileiros, é preciso considerar, ainda que não propriamente na equação, se há comércio entre os pares de estados para os quais é feita a estimação e qual o sentido. Tendo isso em vista, dados sobre fluxos de cimento intra-regionais serão analisados na seção quatro deste capítulo, referente à descrição dos dados, e os resultados das estimações são apresentados conforme a existência de fluxo entre os estados que compõem cada um dos pares..

2.3 Metodologia

Não há diferença conceitual em relação à definição de arbitragem entre os modelos desenvolvidos por Spiller e Huang (1986) e Spiller e Wood (1988a e 1988b) e aqueles que utilizam a estimação de *threshold autoregressions*. Isso porque não haverá tendência a convergência dentro do intervalo em que a diferença de preços entre duas regiões é menor que o custo de transação, e os preços flutuarão livremente em quaisquer dos modelos.

Há, portanto, apenas diferenças nas técnicas de estimação. Enquanto os modelos econométricos semelhantes ao apresentado por Spiller e Huang (1986) e Spiller e Wood (1988b) estimam diretamente os custos de transação e a probabilidade de arbitragem, os modelos que empregam *threshold autoregressions* estimam os limites dentro dos quais os preços flutuariam livremente. Podem-se considerar esses limites como os pontos nos quais a

diferença de preço iguala os custos de transação. A proporção entre a quantidade de valores fora do intervalo em que os preços flutuam livremente e a quantidade total de observações pode ser um indicativo de quão provável é a ocorrência de arbitragem.

Na estimação de modelos de arbitragem, contudo, o uso de *threshold autoregressions* é útil, sobretudo, porque fornece estimativas diretas da rapidez da convergência, sendo que, para o estudo do padrão-ouro, essa medida pode ser considerada um indicativo do sucesso do sistema. A questão a ser respondida nesse capítulo, no entanto, não se refere à velocidade de convergência, mas à própria ocorrência de arbitragem e ao custo de transação para a realização de trocas comerciais entre estados localizados em uma mesma região brasileira. As metodologias utilizadas por Spiller e Huang (1986) e Spiller e Wood (1988b) e outros citados anteriormente permitem estimar esses valores diretamente e, por isso, serão empregadas neste capítulo.

2.3.1 Modelos

Iniciaremos pelo modelo desenvolvido em Spiller e Huang (1986). Considere duas regiões: 1 e 2. Se não houver possibilidade de comércio (autarquia), os preços de equilíbrio em cada uma delas, em cada momento do tempo, serão determinados apenas pelas condições de oferta e demanda internas. Assumindo que os preços tenham média constante, em cada uma das regiões, eles podem ser escritos como:

$$\begin{aligned} p_t^{1A} &= \pi^1 + \varepsilon_t^1 \\ p_t^{2A} &= \pi^2 + \varepsilon_t^2 \end{aligned}$$

Os erros aleatórios podem ser interpretados como choques em cada região.

Havendo possibilidade de transação interregional e sendo os custos de transação finitos, os preços observados em cada uma das regiões são influenciados pelos preços na outra região e pelos custos de transação. Considere os custos de transação como T_t . Se a diferença entre os preços entre as regiões for inferior a T_t , não haverá oportunidade para o exercício de arbitragem, mas, se for superior, haverá. Assumindo que p_t^{2A} é maior que p_t^{1A} , podemos observar:

$0 < p_t^{2A} - p_t^{1A} < T_t$, situação na qual os preços em cada região serão iguais aos preços em autarquia;

$0 < p_t^{2A} - p_t^{1A} > T_t$, situação na qual surgem oportunidades de arbitragem e os preços nas regiões tendem a divergir apenas em razão dos custos de transação (T_t). Nesse caso, choques em cada um dos estados passam a influenciar o outro, e podemos escrever:

$$0 < p_t^2 - p_t^1 = T_t.$$

Assumiremos que T_t é uma variável aleatória com média geométrica T , ou seja, $T_t = Te^{V_t}$, sendo V normalmente distribuída com média 0 e variância constante (σ_v^2). Assim, o custo de transação em cada período é composto da média T e da variância de V (σ_v^2), que, por hipótese, também é constante. Sendo, σ_v^2 nulo, o custo de transação é uma variável determinística.

Pode-se escrever a probabilidade de não haver arbitragem, que chamaremos de λ , como:

$$\begin{aligned} \Pr ob\{0 < p_t^2 - p_t^1 < T_t\} &= \Pr ob\{0 < p_t^{2A} - p_t^{1A} < Te^{V_t}\} \\ &= \Pr ob\{\log[(\pi^2 - \pi^1) + (\varepsilon_t^2 - \varepsilon_t^1)] - V_t < \log T\} = \lambda \end{aligned} \quad (1)$$

Como se observa na expressão acima, λ é função de π^i, σ_v^2 e T e dos parâmetros das variáveis aleatórias ε_t^i . A probabilidade de existência de arbitragem é $(1-\lambda)$.

Para não haver arbitragem, como mostra a equação acima, a diferença entre os preços nas duas regiões de interesse precisa ser menor que o custo de transação de levar o produto da região onde ele é menos caro para aquela onde é mais caro. Se, de fato, nunca ocorre arbitragem, a expressão (1) descreve adequadamente o problema e λ é igual a um. Em casos nos quais, em alguns períodos não há arbitragem, mas em outros há, a equação (1) somente é suficiente para descrever o problema se supusermos que a única fonte de variação entre a transição de estados de arbitragem para estados de não arbitragem são as diferenças nos preços entre as duas regiões.

Podemos imaginar que, além de V , existe uma outra fonte de distúrbio, que chamaremos de U , de modo que, quando essa fonte está presente a diferença entre os preços das duas regiões tende a ser menor que os custos de transação, e a arbitragem não ocorre. Essa nova fonte de distúrbios assume apenas valores positivos. Suporemos, também, que essa fonte de variação nos custos não é correlacionada com a primeira fonte definida anteriormente (σ_v^2). Uma possível explicação para a não correlação entre as duas seria a diferente origem de cada uma dessas variações. σ_v^2 , associa-se, por exemplo, a variações nos custos do transporte, mais especificamente, a variações nos preços dos combustíveis, já U relaciona-se a fatores intrínsecos as firmas que realizam as transações, como a negociação entre empresas ou intra-empresas para que a venda interregional ocorra.

Definida a variável aleatória positiva U e $\log T = B$, pode-se escrever o regime no qual não há arbitragem como

$$\log(p_t^2 - p_t^1) = B + V_t - U_t \quad (a)$$

e o regime no qual há arbitragem, como

$$\log(p_t^2 - p_t^1) = B + V_t. \quad (b)$$

Assumiremos que U tem distribuição normal $N(0, \sigma_u^2)$, truncada em zero. Quando σ_u^2 for igual a zero, a única fonte de variação nos custos de transação será a variação nos custos de transporte (V) e não haverá distinção entre o regime em que há arbitragem e o que não há. É provável, nesse caso, que λ assuma algum dos valores extremos (0 ou 1). Nesses casos, mais adequado seria estimar o modelo apenas com a equação (1). Quando σ_v^2 for nula, a única fonte de variação será os fatores intrínsecos a firma. Se as duas variâncias forem nulas, os custos de transação são determinísticos.

Tanto σ_u^2 quanto σ_v^2 representam variações no custo de transação que não compõem a média. Portanto, ao estimarmos as equações a e b, ambas as variâncias serão componentes do erro. Assim, o erro estocástico da equação (a) tem dois componentes, que são independentes. Essa equação foi proposta pela primeira vez por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) para estimar

fronteiras de produção. Naquele caso, de acordo com a teoria econômica, a produção real não pode ser superior à fronteira, razão pela qual se utiliza apenas a equação (a) para estimar fronteiras estocásticas de produção. No caso dos custos de transação, definimos dois estados possíveis: um no qual fatores relacionados às firmas tornam os preços de diferentes regiões mais semelhantes e menores que os custos de transação, o que impossibilita a ocorrência de arbitragem e um no qual essas eficiências não estão presentes.

Sendo assim, precisamos estimar o modelo com regressões que representem os dois estados e, ao mesmo tempo, estimar a probabilidade de arbitragem. Considerando o vetor de parâmetros $\theta = (B, \sigma_u^2, \sigma_v^2, \lambda)$, a função de máxima verossimilhança é dada por

$$L = \prod_{t=1}^n [\lambda f_t^1 + (1 - \lambda) f_t^2], \text{ sendo } f_t^1 \text{ e } f_t^2, \text{ definidas abaixo:}$$

$$f_t^1 = \left(\frac{2}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) \phi \left(\frac{y_t - B}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) \left[1 - \Theta \left(\frac{(y_t - B)\sigma_u / \sigma_v}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}} \right) \right]$$

$$f_t^2 = \frac{1}{\sigma_v} \phi \left(\frac{y_t - B}{\sigma_v} \right)$$

Onde $y_t = \log(p_t^2 - p_t^1)$ e ϕ e Θ correspondem, respectivamente, à função densidade de probabilidade da normal padrão e função de probabilidade acumulada da normal padrão. Os parâmetros θ podem ser estimados pela maximização da função de verossimilhança L . A identificação do modelo baseia-se em duas hipóteses: a não relação entre os componentes do erro da equação f_t^1 e a normalidade dos erros das duas equações.

Ao realizarmos as estimações, obtemos estimativas para σ_u^2, σ_v^2 , a média do custo de transação e a probabilidade de arbitragem. O custo de transação estimado refere-se à menor diferença necessária para que ocorra uma transação interregional. Sua média, como observado acima, é T (obtido pela exponenciação de B). σ_u^2 e σ_v^2 são variações, provocadas por alterações em fatores relacionados apenas a firma e a custos de transporte, que mudam o valor dos custos. A probabilidade de não haver arbitragem (λ) relaciona-se à probabilidade de a diferença nos preços entre duas regiões assumir valores maiores que os dos custos de transação.

O modelo será estimado para todos os pares de estado localizados na mesma região, sendo necessário que o estado exportador tenha pelo menos uma fábrica do produto.

No segundo modelo, baseado em Spiller e Wood (1988a e b), também a arbitragem relaciona-se aos custos de transporte e à sua distribuição. Em autarquia, os preços em cada região são determinados independentemente, sendo compostos de uma constante e uma variável aleatoriamente distribuída. A diferença de preços entre duas regiões em autarquia é dada,

portanto, por: $Y_t^A = P_{1t}^A - P_{2t}^A = \alpha + \varepsilon_t$, sendo α uma constante e ε_t uma variável

aleatoriamente distribuída com média 0.

Se os custos de transação forem finitos, os preços nas duas regiões podem relacionar-se por meio da arbitragem. Assume-se que o custo de transação ($T_{it} > 0$, sendo $i=1,2$) é uma variável aleatória positiva. Como no modelo anterior, assumiremos que o custo de transação tem distribuição normal truncada com média T_i^* e variância σ_i^2 . O limite inferior da distribuição não é necessariamente zero como no modelo anterior, mas é dado por T_i^k , que também será estimado. Assim: $T_{it} = T_i^* + \varepsilon_{it} > T_i^k \geq 0$, $i=1,2$. Assume-se que ε_{it} é um termo aleatório independentemente distribuído com moda 0. Apenas ocorrerá arbitragem quando a diferença dos preços em autarquia exceder o custo de transação. Pode-se, portanto, delinear três regimes diferentes relacionados com o equilíbrio nas diferenças de preços e as probabilidade de ocorrência. Sendo P_t^i o preço de equilíbrio na região i , temos:

Regime 1 (arbitragem da região 2 para 1)

$$P_t^1 - P_t^2 = T_2^* + \varepsilon_{2t} \text{ se } Y_t^A \geq T_{2t}$$

Regime 2 (arbitragem da região 1 para 2)

$$P_t^1 - P_t^2 = T_1^* + \varepsilon_{1t} \text{ se } Y_t^A \geq -T_{1t}$$

Regime 3 (sem arbitragem)

$$P_t^1 - P_t^2 = \alpha + \varepsilon_t \text{ se } -T_{1t} < Y_t^A < T_{2t}$$

Considerando as equações da diferença de preços em autarquia e dos custos de transação, podem-se provar as condições para que cada regime ocorra. A probabilidade, *ex ante*, de ocorrência de cada regime é dada por:

$$\lambda_1 = Prob(\varepsilon_t - \varepsilon_{2t} \geq -\alpha + T_2^*)$$

$$\lambda_2 = Prob(\varepsilon_t + \varepsilon_{1t} \leq -\alpha - T_1^*)$$

$$\lambda_3 = Prob(-T_1^* - \varepsilon_{1t} < \alpha + \varepsilon_t < T_2^* + \varepsilon_{2t}) = 1 - \lambda_1 - \lambda_2$$

Note-se que, diferente do modelo anterior, este se compõe de três estados, pois são estimados ao mesmo tempo custos de transação e a probabilidade de arbitragem nos dois sentidos. Assim, a probabilidade de arbitragem em um sentido, a no outro e a do estado de autarquia somam um. No primeiro modelo, havia apenas dois estados a ser estimado, sendo a probabilidade de arbitragem em um sentido e a probabilidade de autarquia, somados, iguais a um.

Dado que ε_t é normalmente distribuído e que ε_{it} são variáveis derivadas de normais truncadas com média zero e variância constante, a distribuição dos custos de transação é dada por

$$E(T_i) = T_i^* + \sigma_i \frac{\phi\left[\frac{T_i^k - T_i^*}{\sigma_i}\right]}{1 - \Phi\left[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i\right]}$$

$$moda(T_i) = \max(T_i^k, T_i^*)$$

$$var(T_i) = \sigma_i^2 \left\{ 1 + \frac{[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i] \phi[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i]}{1 - \Phi[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i]} - \left[\frac{\phi[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i]}{1 - \Phi[(T_i^k - T_i^*)/\sigma_i]} \right]^2 \right\}$$

A função de máxima verossimilhança é dada por:

$$L = \prod_{t=1}^n \{\lambda_1 f_{1t} + \lambda_2 f_{2t} + (1 - \lambda_1 + \lambda_2) f_{3t}\}, \text{ onde}$$

$$\lambda_1 = \int_{(-\alpha + T_2^*)/\sigma}^{\infty} \frac{\Phi[(\sigma x + \alpha - T_2^*)/\sigma_2] - \Phi[(T_2^k - T_2^*)/\sigma_2]}{1 - \Phi[(T_2^k - T_2^*)/\sigma_2]} \times \phi(x) dx$$

$$\lambda_2 = \int_{(-\infty)}^{(-\alpha - T_1^k)/\sigma} \frac{\Phi [(-\alpha - T_1^* - x\sigma)/\sigma_1] - \Phi [(-T_1^* + T_1^k)/\sigma_1]}{1 - \Phi [(-T_1^* + T_1^k)/\sigma_1]} \times \phi(x) dx$$

$$f_{1t} = \frac{\phi[(Y_t - T_2^*)/\sigma_2]}{\sigma_2 \{1 - \Phi [(-T_2^* - T_2^k)/\sigma_2]\}}$$

$$f_{2t} = \frac{\phi[(-Y_t - T_1^*)/\sigma_1]}{\sigma_1 \{1 - \Phi [(-T_1^* - T_1^k)/\sigma_1]\}}$$

$$f_{3t} = \frac{1}{\sigma} \phi[(Y_t - \alpha)/\sigma]$$

Sendo $Y_t = P_t^1 - P_t^2$, σ^2 a variância da variável aleatória de autarquia ε_t , σ_i^2 a variância associada à variável truncada ε_{it} , ϕ a densidade da normal-padrão e Φ a densidade acumulada da normal padrão.

Esse modelo também será estimado para os pares de estados em cada uma das regiões brasileiras nos quais o estado exportador tenha pelo menos uma fábrica de cimento nele instalada.

2.4 Dados

Os dados de preços a serem utilizados são divulgados mensalmente pelo IBGE, no âmbito do Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil – SINAPI e referem-se às medianas dos preços do saco de cinquenta quilos de cimento. A periodicidade dos dados coletados pelo IBGE é mensal. Antes de 2003, o Instituto coletava dados de preços nos varejistas para o cimento portland comum. A partir de 2003, o IBGE passou a coletar os dados para o CP-II, que é composto por clínquer e escória de auto forno. A mudança do produto coletado deve-se, sobretudo, à alteração do consumo, tendo o CP-comum sido cada vez mais substituído pelo CP-II. Os dados foram deflacionados, utilizando-se o INCC-FGV.

A fim de obter uma amostra maior, sobrepomos as duas séries de dados, formando uma série que abrange o período de julho de 1994 a janeiro de 2010. Como a principal razão para a alteração do produto pesquisado pelo IBGE foi a crescente substituição de um produto por outro, acreditamos que os resultados não serão afetados pela junção das duas séries.

Para a estimação, é necessário fazer a diferença dos preços por pares de estados. Em alguns casos, um determinado estado tem preços constantemente mais baixos que os demais estados localizados na mesma região, o que resulta em valores negativos, que não são usados na amostra para estimação do primeiro modelo, baseado em Spiller e Huang (1986). Com isso, diminui o número de observações disponíveis para estimação. Esse problema é contornado no segundo modelo, baseado em Spiller e Wood (1988b), pois a estimação da arbitragem nos dois sentidos possíveis é feita na mesma equação, e toda a amostra é aproveitada, sendo as diferenças positivas ou negativas.

Para a melhor compreensão da dinâmica de arbitragem, foram solicitados dados aos SNIC sobre a venda de material produzido em um estado e vendido a outro estado. O Sindicato forneceu dados anuais para o período de 2003 a 2007. Embora esses dados não tenham a mesma periodicidade dos utilizados na estimação, permitem saber entre quais estados realmente houve comercialização do produto, quais são os estados importadores e quais os exportadores.

Para cada região, analisamos as importações e exportações por estado. Atribuímos relevância ao comércio entre dois estados, quando o volume exportado perfazia mais de 10% do total produzido no estado exportador ou quando o volume importado de um determinado estado totalizava mais de 10% do volume consumido no estado importador. Assim, podemos melhor compreender como funcionam os fluxos do produto e a relação com seus preços, o que será explicado abaixo, quando analisamos cada região.

Na região sudeste, os preços em Minas Gerais representam quase um limite inferior aos preços praticados nos outros estados, como pode ser visto em figura constante do anexo 1. O estado exporta um volume considerável de sua produção, aproximadamente 50%. É esperado, portanto, que os preços ali praticados influenciem os preços nos demais estados da região sudeste.

Em 2003, o volume de cimento adquirido por São Paulo de todos os outros estados da região superou 10% da produção desses estados, mas apenas o produto importado de Minas Gerais correspondeu a mais de 10% do consumo paulista. Como pode ser observado na figura 2, abaixo, alguns estados da região Sudeste exportam não apenas para São Paulo. A decisão do

exportador sobre para onde exportar assemelha-se a do importador: o estado escolhido será aquele para o qual é mais lucrativo enviar o produto, ou seja, a diferença entre o preço no estado importador e os custos totais para envio do produto (produção mais custo de envio) é a maior.

Durante 2003, houve fluxo relevante de cimento enviado do Espírito do Santo para o Rio de Janeiro. O cimento vendido a esse estado poderia ser retransportado lucrativamente para São Paulo se os custos de transporte do Espírito do Santo para o Rio de Janeiro e deste estado para São Paulo fossem menores que o custo do transporte direto. Assim, esse mecanismo indireto é um limite ao custo de transação direta entre Espírito Santo e São Paulo.

No ano de 2004, a única mudança na dinâmica dos fluxos de cimento na região, foi o fato de Minas Gerais ter-se tornado um exportador relevante em relação ao consumo do Rio de Janeiro. Assim, da mesma forma que em relação ao Espírito Santo, os custos de transação para que haja exportação direta de Minas Gerais para São Paulo têm de ser menores que o custo da importação indireta, por meio do Rio de Janeiro.

Em 2005, o fluxo de cimento de Minas Gerais para o Rio de Janeiro cresceu a ponto de tornar-se relevante para o estado exportador. É interessante notar que, em 2006, esse fluxo foi interrompido, bem como o do Rio de Janeiro para São Paulo. Em 2007, o Rio de Janeiro passou a absorver parte relevante das exportações do Espírito Santo e voltou a importar de Minas Gerais. O Espírito do Santo parou de exportar para São Paulo.

Figura 2 - Região Sudeste

No nordeste (figuras 13, 14 e 15 no anexo 1) , alguns estados são importadores líquidos de cimento – notadamente Bahia e Pernambuco –, enquanto outros são exportadores líquidos –, por exemplo, Paraíba e Sergipe. O último exporta mais de 85% de sua produção mensal. A maior parte destina-se à Bahia. O fluxo de cimento de Sergipe para Alagoas é relevante apenas no que tange ao consumo do estado importador, mas, ainda assim, 28% das 187 observações disponíveis são semelhantes entre os dois estados, ou seja, as diferenças de preços são nulas.

A análise dos esquemas apresentados na figura 3 permite inferir que há fluxo de cimento de estados distantes entre si que são intermediados por estados relativamente próximos dos dois pontos finais. Apenas ocorrem fluxos diretos entre dois estados, por exemplo x e y, quando o custo de transação para o envio do produto de x para y é menor que a transação via o estado z. Em 2005, nota-se o surgimento de fluxo direto entre a Paraíba e o Ceará e, em 2006, além deste, surge fluxo entre a Paraíba e o Maranhão e Pernambuco e Rio Grande do Norte.

Figura 3 - Região Nordeste

No norte (figura 16 do anexo 1), são cobrados os mais altos preços pelo cimento no país. Provavelmente, o principal motivo é o custo de transporte, tanto da matéria-prima quanto do produto final. A região importa aproximadamente metade do cimento que consome. Parte do produto provém da região centro-oeste, que abastece principalmente Tocantins, Rondônia e Acre. O Ceará envia quantidades consideráveis de cimento para o Pará e o Amapá. Há também importação de outros países, que abastece, sobretudo, o Amazonas, Roraima e o Acre.

Internamente, os fluxos são bastante estáveis, como pode ser observado nos esquemas da figura 4. A fábrica localizada no Amazonas envia seu produto para Rondônia, Roraima e Acre, e a fábrica localizada no Pará, para o Amapá e o Tocantins. Como só há, na região, as duas fábricas citadas, o envio de cimento de estados em que não há produção para outros somente é possível se o estado exportador funcionar como ponto de intermediação de outro estado produtor, já que o cimento é um produto bastante perecível, sendo a formação de estoques pouco provável. Por essa razão, somente serão estimados os custos de transação e probabilidades de arbitragem para pares nos quais no estado exportador haja pelo menos uma fábrica.

Figura 4 - Norte

Distrito Federal e Goiás têm os menores preços de cimento do país. O Distrito Federal exportou, durante o período entre 2003 e 2007, 52% do cimento consumido em Goiás. Nos últimos três anos desse período, vendeu cimento também ao Mato Grosso, como pode ser observado na figura 5. Ainda assim, a venda de produto do Distrito Federal para entes da região centro-oeste, incluindo ele próprio, perfaz apenas 71% do total produzido ali. O restante destinou-se, principalmente, ao Pará, Tocantins e Minas Gerais. Note-se que os

preços em Mato Grosso e Mato Grosso do Sul são consideravelmente mais altos do que os do Distrito Federal. É provável, todavia, que o fornecimento para os estados do norte seja mais lucrativo. Mato Grosso também transacionou intensamente com estados da região Norte, tendo Rondônia adquirido 21% do total produzido naquele estado.

Figura 5 - Centro-Oeste

No Sul (figura 19 do anexo 1), os preços no Paraná nem sempre são os mais baixos, apesar de o estado exportar cimento em quantidades consideráveis para os outros dois estados da região, como mostra a figura 6. No período entre 2003 e 2007, a produção em Santa Catarina representou apenas 13% do consumo do estado, e o produto importado do Paraná representou 79%. A produção no Rio Grande do Sul também não é suficiente para atender todo o consumo do estado, mas é absoluta e relativamente maior do que a de Santa Catarina, perfazendo 77% do cimento consumido no estado entre 2003 e 2007. Nesse período, 20% do produto consumido proveio do Paraná.

Figura 6 - Sul

Os fluxos observados nas figuras acima (figuras 2 a 6) indicam para quais pares de estados a probabilidade de arbitragem tende a ser maior. Se há fluxos relevantes (seta preta cheia) nos dois sentidos para um par de estados, é provável que haja envio de cimento de um estado para outro quando a diferença de preços é superior aos custos de transação, ou seja, é provável que haja arbitragem. Nas figuras, identificamos esse padrão apenas no nordeste, nos fluxos relacionados aos estados da Paraíba e de Pernambuco. Há fluxos nos dois sentidos para um par de estados também entre Pernambuco e Alagoas e Piauí e Ceará. O fluxo de Pernambuco para Alagoas é relevante para os dois estados, mas o fluxo no sentido contrário é relevante apenas para o estado exportador. Para Ceará e Piauí, os fluxos são relevantes apenas para o Piauí. A probabilidade de arbitragem para esse par pode também ser alta.

Há grande quantidade de fluxos relevantes para os dois estados de um par (seta preta cheia) que apenas ocorrem em um sentido, indicando que um estado é exportador e outro importador. A relevância desses fluxos para ambos os estados também pode fazer os preços convergirem, ou seja, tornar alta a probabilidade de arbitragem. Observa-se a existência desses fluxos nas cinco regiões do país. No sudeste, de Minas Gerais para São Paulo e para o Rio de Janeiro e do Espírito do Santo para o Rio de Janeiro; no nordeste, de Sergipe para a

Bahia, da Paraíba para o Rio Grande do Norte, do Rio Grande do Norte para o Ceará e do Ceará para o Maranhão. Note-se que, nessa região, pode estar havendo fluxo indireto do produto, ou seja de um estado para outro que envia para um terceiro. Isso dificultaria a identificação dos custos estimados. No centro-oeste, há grandes fluxos do Distrito Federal para Goiás e de Mato Grosso do Sul para Mato Grosso. No norte, fluxos relevantes ocorrem, do Amazonas para Rondônia e, ocasionalmente, do Amazonas para Roraima. No sul, o Paraná envia cimento para os outros dois estados em quantidades consideráveis, o que torna provável que as probabilidades de arbitragem sejam altas. Divisam-se, assim, os estados para os quais esperamos haver alta probabilidade de arbitragem. É possível que entre estados vizinhos, ainda que não haja fluxos, os preços convirjam, e estimemos altas probabilidades de arbitragem.

Quanto aos custos de transação, se os preços fossem similares em todos os estados de uma região exceto em um, os fluxos para esse estado ou dele proveniente ocorreriam conforme o custo de transação, sendo maiores conforme o custo de transação fosse menor. Como os preços não são iguais, é possível que, ainda que os custos de transação entre dois estados sejam bastante altos, o fluxo de cimento seja grande porque o preço em um estado é bastante baixo. É, portanto, difícil prever os custos de transação conforme o fluxo. A distância entre os estados é, provavelmente, um melhor indicador.

2.5 Resultados

Estimaram-se os modelos para todos os pares de estados de cada região, nos quais há fábrica no estado exportador. Chamaremos de modelo 1 o desenvolvido por Spiller e Huang (1986) e de modelo 2, o desenvolvido por Spiller e Wood (1988b). As estimativas do primeiro modelo referem-se ao desvio padrão do custo de transação (σ_v), ao desvio padrão de fatores relacionados à firma que afetam a probabilidade de arbitragem (σ_u), à média do custo de transporte em exponencial (B) e à probabilidade de arbitragem (λ). Esta é definida como a probabilidade de que a diferença entre os preços seja maior que o custo de transação estimado.

As estimativas do segundo modelo, considerando-se $Y = \text{preço no estado } a - \text{preço no estado } b$, referem-se à média do custo de transação do comércio de cimento do estado b para o estado

a (T_2^*), ao desvio-padrão desse custo (σ_2), ao limite inferior da distribuição desse custo (T_2^k), à média do custo de transação do comércio de cimento do estado a para o b (T_1^*), ao desvio-padrão desse custo (σ_1), ao limite inferior desse custo (T_1^k), à média da diferença de preços quando os estados estão em autarquia (α) e ao desvio-padrão da diferença de preços quando os estados estão em autarquia (σ). As probabilidades de arbitragem são calculadas com base nos coeficientes estimados. Nas tabelas abaixo são apresentados apenas os coeficientes referentes à média do custo de transação, ao seu desvio-padrão e à probabilidade de arbitragem. No anexo 2, são apresentados todos os coeficientes estimados por meio do modelo 2.

Podem-se distinguir três situações para os pares de estados. Há estados nos quais foram observados fluxos no período de 2003 a 2007, há estados vizinhos, cujos preços locais podem estar inter-relacionados ainda que não haja trocas durante o período analisado (julho de 1994 a janeiro de 2010), e há aqueles que aparentemente não se relacionam diretamente no que tange ao fluxo de cimento.

Quando o comércio entre dois estados é relevante, é muito provável que as diferenças de preços reflitam os custos de transação, de modo que estes possam ser estimados consistentemente, bem como possa ser estimada a probabilidade de arbitragem. Quando dois estados não costumam transacionar, mas são vizinhos, os preços também tendem a refletir custos de transação entre esses estados, sendo as estimativas consistentes. No caso de estados distantes e que não transacionam entre si, as probabilidades de arbitragem estimadas e os custos de transação são menos confiáveis, pois podem refletir os custos relacionados a transações por meio de outros estados ou outras interações que não ocorrem entre os dois estados investigados. É preciso, portanto, mais cautela com esses resultados.

É importante, ainda, considerar qual o efeito sobre os resultados de uma situação de colusão, tal qual a apontada por Salvo (2010). No modelo 1, as probabilidades de arbitragem estimadas (λ) seriam pequenas, mas as médias dos custos de transação estimados não necessariamente seriam altos. A variação nos fatores relacionados às firmas que afetam a arbitragem (σ_u) aumentaria. Não se trata de sobreestimação, pois, de fato, há fatores que tornam esses valores altos.

Serão apresentadas, para cada região, primeiramente, as estimativas para pares de estados vizinhos e para aqueles com transações comprovadas entre si. Por último, são relacionadas as transações de estados não vizinhos e que não têm transações comerciais de cimento entre si comprovadas. Apresentaremos, na mesma tabela, os resultados das estimações referentes à média do custo de transporte e à probabilidade de arbitragem estimadas pelos dois modelos, para que sejam mais facilmente comparáveis.

Em alguns casos, só foi possível estimar, utilizando o primeiro modelo, um lado da arbitragem, pois o número de observações para o outro lado era muito pequeno ou nulo. Isso aconteceu, por exemplo, para Alagoas e Pernambuco e Alagoas e Bahia. Ainda no que tange ao primeiro modelo, não foi possível realizar a estimação²¹ em alguns casos. As estimativas em que nenhum dos coeficientes foi significativo não serão apresentadas.

Para a primeira estimação do modelo 2, foram utilizados coeficientes das probabilidades de arbitragem determinados arbitrariamente. Com base nos resultados, foram calculadas novas probabilidades de arbitragem, que foram utilizadas na estimativa da função de máxima verossimilhança. Esse processo foi repetido até que as probabilidades de arbitragem estimadas convergissem com as probabilidades utilizadas para a estimação do modelo.

Muitas das médias dos custos de transação estimadas pelo segundo modelo foram nulas (57 de 86). Algumas das variâncias (34) também tenderam a zero. Grande parte, contudo, foi bastante alta em relação à média estimada dos custos de transação. Destaca-se, ainda, o grande número de probabilidades de arbitragem nulas estimadas (51).

Abaixo, apresentamos os resultados por região.

2.5.1 Sudeste

Metade da produção de cimento do país é realizada nesta região, bem como metade do consumo. A tabela 3 mostra que o maior custo de transação nessa região estimado pelo modelo 1 equivale a 13% do preço. As quatro primeiras linhas da tabela 3 apresentam

²¹ Espírito Santo – Minas Gerais, Alagoas – Paraíba e vice-versa, Paraíba – Sergipe, Pernambuco – Paraíba, Rio Grande do Norte-Sergipe, Rio Grande do Norte – Ceará, Bahia- Alagoas, Bahia-Ceará, Ceará – Pernambuco, Piauí – Ceará, Roraima – Amazônia, Roraima – Pará, Paraná – Rio Grande do Sul, Santa Catarina – Paraná.

resultados de estimativas entre estados que intercambiam entre si, já as duas últimas linhas referem-se a resultados de estimações para estados sem qualquer indicativo de troca comercial. É interessante notar que essas duas estimações, conforme o primeiro modelo, apresentam resultados para os custos de transação consideravelmente mais baixos do que os custos estimados para os outros pares de estados.

As probabilidades estimadas por meio do segundo modelo oscilam entre zero (três das estimativas) e 100 (duas das estimativas), com exceção da estimativa referente a São Paulo e Espírito Santo, cuja probabilidade estimada é bastante similar à estimada por meio do primeiro modelo. As médias dos custos de transação são zero em cinco das sete estimativas.

Tabela 3 - Sudeste

Estados**	Modelo 1					Modelo 2			% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	Fábricas do Mesmo Produtor
	OBS	Custo de Transação (R\$)	Custo de Transação em Relação ao Preço (%)	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coefficientes significantes a 10%	Custo de Transação (R\$)	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)		
SP-MG	162	2,80	13	44	σ_v e t	0	2,25	100	37	Sim*
RJ-MG	187	2,75	12,05	94	σ_v e t	7,43	0,25	0	26	Sim*
RJ-ES	166	2,61	11,43	82	σ_u, σ_v, t e arb	1,33	0,0001	100	11	Sim*
SP-ES	139	2,00	9,29	62	σ_u, σ_v, t e arb	0	1,67	63	2	Sim*
RJ-SP	166	1,25	5,48	90	σ_v, t e arb	0	0,79	0	0	Sim*
ES-RJ	21	1,40	6,78	66	σ_v e t	0	1,02	0	1	Sim*

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

*Quando o sim for seguido por asterisco, indica que, em, pelo menos, um dos estados, há mais de um produtor instalado e que um deles também possui fábrica no outro estado.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

2.5.2 Nordeste

O Nordeste é composto por nove estados. A fim de tornar mais clara a apresentação dos resultados, a região foi dividida em três grupos. O primeiro é formado por pares de estados que apresentam fluxos de cimento entre si. Nesse grupo somente serão apresentados os fluxos que, tem-se certeza, ocorrem. Será apresentado, por exemplo, o resultado da estimativa considerando-se o fluxo que vai do Ceará para o Maranhão, mas não o que vai do Maranhão para o Ceará. No segundo grupo, são incluídas as estimativas para estados fronteiriços sem fluxos comprovados, por exemplo, do Maranhão para o Ceará. No terceiro grupo, são incluídos todos os fluxos não comprovados e que abrangem estados não fronteiriços.

A tabela 4 mostra os coeficientes estimados referentes às relações comprovadas entre estados do Nordeste. A probabilidade de arbitragem estimada conforme o primeiro modelo varia consideravelmente, sendo a maior estimada em 90% e a menor em 10%. O interessante é que nos dois casos se trata de estados vizinhos (Bahia e Sergipe, Pernambuco e Paraíba, respectivamente). Os custos de transação parecem não ser influenciados apenas pelos custos de transporte já que apresentam variações que não podem ser relacionadas à distância. Considerando os dois pares de estados já citados, por exemplo, o custo de transação estimado para o envio de cimento de Sergipe para a Bahia é de R\$ 1,69, ao passo que o custo do envio da Paraíba para Pernambuco é de R\$ 3,73.

Os resultados obtidos por meio do segundo modelo são bastante diferentes dos obtidos por meio do primeiro modelo. Novamente, o segundo modelo estima uma grande parcela das médias dos custos de transação e dos desvios-padrão como zero. Note-se que é improvável que esses resultados estejam corretos.

Tabela 4 - Nordeste - Fluxos Comprovados

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
MA-CE	124	1,91	8,10	80	σ_v e t	0	3,23	48	31	Sim*
PI-CE	138	2,42	10,06	59	σ_v e t	0	0,0001	56	41	Sim*
CE-PI	36	1,32	5,83	36	σ_u, σ_v	58,63	0,0093	0	5	Sim*
MA-PI	52	3,01	12,77	22	σ_u, σ_v, t e arb	0	0,0001	0	5	Sim
CE-RN	105	2,92	12,89	15	σ_u, σ_v, t e arb	0	0,0001	43	15	Sim*
RN-PB	118	1,71	7,61	86	σ_u, σ_v, t e arb	-	-	-	44	Não
CE-PB	140	1,65	7,28	74	σ_v, t e arb	0	0,0001	100	12	Sim*
MA-PB	137	2,85	12,09	95	σ_v, t e arb	0	3,91	42	9	Não
PE-PB	169	3,73	15,96	10	σ_u, σ_v, t e arb	1,64	1,38	20	60	Não
PE-AL	155	3,48	14,89	42	σ_u, σ_v e t	0	0,0001	0	6	Não
AL-PE	18	1,83	8,49	38	σ_u, σ_v e t	0	2,61	0	17	Não
RN-PE	44	0,97	4,32	84	σ_v e arb	-	-	-	9	Sim*
AL-SE	116	2,45	11,36	4	σ_u	0	0,0001	1	14	Não
BA-SE	147	1,69	7,67	91	σ_v, t e arb	1,11	1,34	15	60	Não***

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

***Durante a maior parte do período, as fábricas não eram do mesmo produtor. Houve a construção de uma planta na Bahia de um produtor que já atuava em Sergipe.

Nas estimativas para pares de estados vizinhos, sem fluxos comprovados entre si, chama a atenção o valor de alguns dos custos de transação estimados por meio do modelo 1, como aqueles estimados para o fluxo que vai do Maranhão ao Piauí, do Piauí para Pernambuco e do Ceará para Paraíba (tabela 5). É interessante notar que o valor estimado desses custos não se relaciona, aparentemente, com o valor estimado para o mesmo par de estados, mas com o fluxo na direção contrária. Esse é um sinal de que há algo a mais a influenciar o custo de transação do que somente o custo de transporte.

O modelo 2 continua a gerar resultados nos quais a média do custo de transporte é nula. Dada a constância da obtenção desses resultados, duas alternativas são possíveis. A primeira seria a não adequação desse modelo para a estimação da probabilidade de arbitragem do cimento no Brasil e a segunda seria a real existência de médias muito baixas, mas com variâncias consideráveis. A segunda alternativa, contudo, é improvável. Dado que os meios utilizados para o transporte do cimento são os mesmos utilizados para o transporte de produtos agropecuários, os preços do frete tendem a variar conforme as safras agrícolas, aumentando a variância, mas as médias em qualquer período do ano também tendem a ser altas, pois o produto, como mencionado anteriormente, é pesado relativamente a seu preço final.

Tabela 5 - Nordeste - Estados Vizinhos

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
PI-MA	114	3,99	16,60	3	σ_u, σ_v e t	26,31	0,0001	0	0	Sim
PI-PE	120	2,36	9,82	47	σ_v e t	-	-	-	0	Sim
PE-PI	60	4,73	20,24	19	σ_u, σ_v, t e arb	-	-	-	2	Sim
PI-BA	155	3,53	14,69	52	σ_u, σ_v, t	0	0,0001	48	8	Não
BA-PI	26	1,95	8,84	57	σ_v e t	0	1,63	0	0	Não
PB-CE	19	4,22	19,42	9	σ_u e t	2,85	1,87	0	6	Sim*
PE-CE	119	1,71	7,32	59	σ_v e t	5,42	0,42	0	3	Sim*
CE-PE	56	2,54	11,21	7	σ_u, σ_v e t	0	0,0001	1	0	Sim*
PE-BA	137	2,21	9,46	83	σ_v, t e arb	0	2,05	0	2	Não
BA-PE	44	1,77	8,03	26	σ_v, t e arb	0	0,0001	0	0	Não
AL-BA	41	1,70	7,88	93	σ_u, σ_v e t	9	5,94	12	0	Sim*
BA-AL	139	1,25	5,67	68	σ_v e t	0,11	0,0001	69	2	Sim*
SE-BA	35	1,31	6,26	78	σ_u, σ_v, t e arb	-	-	-	0	Não***

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

*Quando o sim for seguido por asterisco, indica que, em, pelo menos, um dos estados, há mais de um produtor instalado e que um deles também possui fábrica no outro estado.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

***Durante a maior parte do período, as fábricas não eram do mesmo produtor. Houve a construção de uma planta na Bahia de um produtor que já atuava em Sergipe.

Na tabela 6, são apresentados os resultados para os pares de estados que não fazem fronteira uns com os outros, tampouco têm fluxos relevantes comprovados. Podemos identificar duas situações diferentes. Pertencem a esse grupo estados que mantêm relações mas com fluxos na direção contrária, é o caso do Ceará e do Maranhão, Paraíba e Maranhão e Pernambuco e Rio Grande do Norte. Como é improvável que os custos de transporte em um sentido sejam muito maiores que os custos no outro sentido, é razoável supor que o transporte de cimento no sentido inverso daquele para o qual foi comprovado fluxo relevante é factível. Os custos estimados para as relações não comprovadas, nesses três casos, foram consideravelmente maiores que os estimados para as relações comprovadas.

Para os outros pares de estados cujos resultados das estimativas são apresentados na tabela 6, é possível que não haja qualquer relação entre os preços entre cada um dos componentes dos pares, pois os custos de transporte podem ser tão altos que inviabilizariam qualquer relação. Os estados estariam em situação de autarquia, e os modelos utilizados não seriam adequados. Por essa razão, é preciso observar esses resultados com cautela.

Algumas das estimativas geradas pelo modelo 2 em relação ao custo de transação são bastante superiores ao preço do próprio produto, o que evidencia a dificuldade de identificar os custos reais com o uso desse modelo. Note-se que a dificuldade não advém da forma funcional assumida para os custos de transação (forma normal) e o comportamento dos preços em autarquia, já que o modelo 1 também assume que os custos são distribuídos normalmente.

Tabela 6 - Nordeste - Estados Não Vizinhos

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
AL-PB	56	0,80	3,71	74	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	3,41	0,0001	0	9	Não
AL-MA	36	3,55	16,46	52	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	255,95	0,0001	0	0	Não
AL-PI	28	1,27	5,89	52	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	1,89	26	0	0	Não
PB-SE	134	1,80	8,28	5	σ_v	0	1,37	88	1	Sim*
PB-BA	58	1,93	8,88	55	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	0	0,0001	0	2	Não***
PB-MA	39	3,61	16,62	55	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	103,67	0,0001	0	0	Não
PE-RN	141	1,80	7,70	60	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	-	-	-	0	Sim
PE-SE	163	4,13	17,68	36	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	3,44	0	4	Sim*
PE-MA	73	6,67	28,55	19	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	0	0	Sim
RN-AL	132	1,73	7,70	68	$\sigma_v \text{ e } t$	0	0,0001	67	0	Não
RN-SE	165	1,79	7,97	85	$\sigma_v, t \text{ e arb}$	0	2,00	0	2	Sim*
RN-BA	114	1,26	5,61	74	$\sigma_v \text{ e } t$	-	-	-	0	Não
RN-MA	37	4,73	21,06	47	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	0	5,38	0	0	Sim
SE-RN	20	1,33	6,35	47	$\sigma_v \text{ e } t$	0	2,00	0	0	Sim*
SE-MA	30	2,59	12,37	59	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	0	4,14	0	0	Sim*
BA-MA	31	4,26	19,32	46	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	0	3,01	0	0	Não
BA-PB	112	1,27	5,76	79	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	3,41	0,0001	0	2	Sim*
CE-AL	149	1,73	7,64	76	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	1,84	0	0	Não
CE-BA	120	1,47	6,49	94	$\sigma_v, t \text{ e arb}$	0	1,82	0	2	Não
CE-MA	41	5,27	23,26	16	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	4	0	Sim*
CE-SE	164	2,03	8,96	86	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	1,93	0	0	Sim*
MA-AL	142	3,62	15,36	75	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	36	1	Não
MA-BA	149	2,73	11,58	64	$\sigma_v \text{ e } t$	1	0,0001	38	1	Não
MA-PE	96	3,38	14,34	34	$\sigma_u \text{ e } t$	0	4,48	3	0	Sim
MA-RN	143	2,60	11,03	68	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	32	0	Sim
MA-SE	151	3,91	16,59	74	$\sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	34	0	Sim*
PI-AL	147	3,97	16,52	70	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	42	0	Não
PI-PB	136	3,86	16,06	69	$\sigma_v, t \text{ e arb}$	0	0,0001	43	1	Não
PI-RN	150	2,48	10,32	0,73	$\sigma_u, \sigma_v, t \text{ e arb}$	0	2,93	39	2	Sim
PI-SE	161	4,91	20,43	0,48	$\sigma_u, \sigma_v \text{ e } t$	0	0,0001	46	1	Sim*

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U , que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

***Durante a maior parte do período, as fábricas não eram do mesmo produtor. Houve a construção de uma planta na Bahia de um produtor que já atuava em Paraíba.

2.5.3.Norte

Na região norte, existiam, na maior parte do período analisado, apenas duas fábricas instaladas no Amazonas e no Pará. Por esse motivo, as estimativas tendem a ser feitas para apenas uma direção, do estado em que há fábrica para o estado em que não há. É possível que haja arbitragem na direção contrária, se o estado onde não há fábrica importar de um terceiro e exportar para o estado onde há.

A tabela 7 mostra os coeficientes para as estimações referentes aos estados da região norte. Os custos de transação estimados são razoavelmente maiores que os estimados para as outras regiões. Esse resultado é coerente com as dificuldades de locomoção, que levam grande parte do transporte de mercadorias a ser feito por meio hidroviário. Em relação aos preços, os custos estimados também foram mais altos que em outras regiões, sobressaindo o custo estimado de transação para despachar cimento do Pará para Roraima. Como não há, de fato, fluxo comprovado entre esses dois estados e os custos de transporte parecem ser muito altos, os preços do produto nos dois estados podem não ter qualquer relação um com o outro, e o modelo estimado não é adequado. O custo estimado pode não estar identificado.

Na região norte, o modelo 2, mesmo se considerando os desvios-padrão estimados, gera custos de transação muito mais baixos que o modelo 1. As probabilidades de arbitragem estimadas também foram bastante diferentes da estimação anterior.

Tabela 7 - Norte

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
AC-AM	186	7,67	23,94	68	σ_u, σ_v, t e arb	0	4,94	31	35	-
RO-AM	139	3,75	13,46	85	σ_u, σ_v, t e arb	0	2,88	43	28	-
AP-PA	102	3,07	11,82	37	σ_v e t	0	2,05	12	48	-
AM-PA	86	2,56	10,00	54	σ_u, σ_v e t	0	2,11	7	2	Sim
RR-PA	114	12,84	44,15	18	σ_u, σ_v, t e arb	0	2,80	15	0	-
AC-PA	187	6,63	20,69	84	σ_u, σ_v, t e arb	13,13	1,07	0	0	-
RO-PA	143	3,43	12,31	80	σ_u, σ_v, t e arb	0	2,17	33	0	-

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

*Quando o sim for seguido por asterisco, indica que, em, pelo menos, um dos estados, há mais de um produtor instalado e que um deles também possui fábrica no outro estado.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

2.5.4.Centro-Oeste

Na tabela 8, são apresentados os resultados para o centro-oeste. Os custos de transação estimados são condizentes com o que se esperaria: custos muito baixos para transações entre Goiás e o Distrito Federal e mais altos para estados mais distantes entre si. São poucos os fluxos comerciais entre estados da região, sendo considerados relevantes, pelos critérios adotados na seção anterior, apenas os relacionados às duas primeiras linhas da tabela.

Tabela 8 - Centro-Oeste

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
GO-DF	111	1,03	5,09	52	T	-	-	-	52	Não
MT-MS	34	2,16	10,08	43	σ_u, σ_v e t	-	-	-	13	Sim*
MS-DF	152	3,18	14,18	74	σ_u, σ_v, t e arb	0	0,0001	0	4	Sim*
MS-GO	159	6,14	27,38	4	σ_u, σ_v e t	7,62	0,46	0	0	Não
MS-MT	141	3,21	14,32	17	σ_u, σ_v e t	-	-	-	0	Sim*
MT-DF	148	3,49	16,29	29	σ_u, σ_v, t e arb	0	0,0001	54	15	Sim*
MT-GO	139	3,70	17,26	8	σ_u, σ_v e t	0	0,0001	60	8	Não
MT-MS	34	2,16	10,08	43	σ_u, σ_v e t	-	-	-	13	Sim*

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

*Quando o sim for seguido por asterisco, indica que, em, pelo menos, um dos estados, há mais de um produtor instalado e que um deles também possui fábrica no outro estado.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

2.5.5 Sul

A tabela 8 mostra os resultados para a região Sul. Somente foi possível estimar, pelo modelo 1, duas relações: entre Rio Grande do Sul e Paraná, sendo o primeiro importador; e entre Santa Catarina e Rio Grande do Sul, na qual a primeira é a importadora. A primeira estimativa refere-se a um fluxo relevante. A estimativa da probabilidade de arbitragem para a relação entre o Paraná e o Rio Grande do Sul foi não significativa, mas é interessante notar que o resultado pontual mostra uma probabilidade maior para a arbitragem entre esses dois estados do que entre Santa Catarina e o Rio Grande do Sul. Esse resultado, embora pareça incoerente com os prováveis custos de transporte, é coerente com os fluxos observados, sendo o Paraná o principal fornecedor de cimento para os outros dois estados do Sul. O modelo 2 gerou, novamente, resultados improváveis, ou muito baixos ou extremamente altos.

Tabela 9 - Sul

Estados**	OBS	Modelo 1				Modelo 2				Fábricas do Mesmo Produtor
		Custo de Transação	Custo de transação em relação ao preço	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coeficientes significantes a 10%	Custo de Transação	Desvio-padrão do custo de Transação	Probabilidade de arbitragem (%)	% de cimento consumido no estado importador que provém do exportador	
RS-PR	151	1,46	6,67	57	σ_u, σ_v e t	40,69	63,78	0	20	Sim*
SC-RS	144	1,81	7,98	33	σ_u, σ_v, t e arb	0	0,0001	14	2	Sim*

OBS.: σ_u é o desvio-padrão da variável aleatória U, que é positiva quando não existe possibilidade de arbitragem e nula quando existe; σ_v é o desvio-padrão do expoente associado à media geométrica do custo de transação; t é o custo de transação e arb é a probabilidade de arbitragem.

*Quando o sim for seguido por asterisco, indica que, em, pelo menos, um dos estados, há mais de um produtor instalado e que um deles também possui fábrica no outro estado.

**O primeiro estado é o importador e o segundo o exportador.

2.6 Conclusão

Embora a maior parte das estimações feitas por meio do modelo 2 tenham convergido, os resultados obtidos apontam para a inadequação desse modelo para a realização do objetivo proposto neste capítulo: a estimação da probabilidade de arbitragem e dos custos de transação para o intercâmbio de cimento entre estados. Essa inadequação pode ser derivada do número de observações existentes, já que este modelo exige mais dos dados do que o modelo 1, haja vista compor-se de três estados.

O modelo 1, diferentemente, apresentou estimações consistentes com o esperado no que tange aos custos de transação, que mostraram variação, em relação aos preços finais médios, de 5% a 44%. Custos de transação e probabilidade de arbitragem estimados têm correlação negativa, como seria esperado. Considerando-se apenas as estimativas em que todos os valores são significativos, a correlação entre a probabilidade de arbitragem e a proporção do custo de transação em relação ao preço final em porcentagem é de -0,54. A correlação entre essa mesma probabilidade e o valor absoluto do custo de transação é de -0,44.

Sistematicamente, os coeficientes da probabilidade de arbitragem não foram significativos. Das 80 estimações realizadas, apenas 58 apresentaram arbitragem significativa. Ainda mais relevante notar que, diferente do que esperávamos, as estimativas de probabilidade entre pares de estados que têm fluxos nos dois sentidos foram não significativas, com exceção do fluxo da Paraíba para Pernambuco. Mesmo para esse fluxo, contudo, a probabilidade de arbitragem estimada é de apenas 10%. Também entre os estados que apresentavam fluxos consideráveis em um sentido, das 10 estimativas feitas, apenas 4 apresentaram estimativas de probabilidade de arbitragem significativas. A tabela 10 reúne os resultados do modelo 1 para os estados entre os quais há fluxos nos dois sentidos.

Tabela 10 - Estados com Fluxos nos Dois Sentidos

Estados	Modelo 1				
	OBS	Custo de Transação (R\$)	Custo de Transação em Relação ao Preço (%)	Probabilidade de Arbitragem (%)	Coefficientes Significantes a 10%
PE-PB	169	3,73	15,96	10	σ_u, σ_v, t e arb
PE-AL	155	3,48	14,89	42	σ_u, σ_v, t

PI-CE	138	2,42	10,06	59	σ_u , e t
CE-PI	36	1,32	5,83	36	σ_u e σ_v

O grande número de probabilidades de arbitragem estimadas não significativas, em especial quando há fluxos constatados, indicam que esses não são utilizados como meio de equilibrar os preços nos dois estados. Constata-se, assim, que, os estados brasileiros são, de certa forma, mercados isolados, sendo os preços determinados apenas pela demanda e oferta internas. Esse resultado é coerente com o trabalho de Salvo (2010), que mostrou que os fluxos de cimento entre estados são menores do que o esperado em um modelo de Cournot, indicando um conluio. Mostramos que mesmo quando os fluxos acontecem, eles não necessariamente tornam os preços em um estado relacionado com os preços em outro estado, podendo-se afirmar que a maior parte dos estados brasileiros constituem-se mercados isolados.

3. TERCEIRO CAPÍTULO: COMPETIÇÃO NO VAREJO DE MATERIAIS DE CONSTRUÇÃO CIVIL E IMPACTO DA SUBSTITUIÇÃO TRIBUTÁRIA NOS PREÇOS DA ARGAMASSA

As estimações referentes ao poder da indústria do cimento no Brasil (Resende e Zeidan (2009) e Salvo (2007)) assumem a hipótese de que a competição no varejo de materiais de construção é perfeita. Os preços no ponto final de venda refletiriam, portanto, apenas os custos marginais dos varejistas, cuja composição é formada principalmente pelo preço do produto no atacado. Como relatado anteriormente, não sendo essa hipótese verdadeira, há duas consequências importantes.

Do ponto de vista da indústria, a competição imperfeita no varejo pode afetar sua lucratividade. Um monopólio no varejo poderia resultar em oferta ao consumidor final menor do que o ótimo para um monopólio na indústria (Splenger (1950), citado em Tirole (1988)). Em caso de competição imperfeita, havendo um duopólio no mercado a montante e outro no mercado a jusante e o produto sendo não diferenciado, o resultado é semelhante ao de uma situação com duplo monopólio, e o estabelecimento de preços pelos varejistas tende a não ser ótimo para os produtores (Greenhuta e Ohta (1979)). Essa conclusão, segundo Abiru, Nahata et al. (1998) pode ser estendida a oligopólios com n firmas desde que a quantidade de firmas no mercado a montante e no mercado a jusante seja o mesmo. Se o número de firmas for diferente nos dois mercados, segundo esses mesmo autores, o resultado não é único, podendo ou não a competição a jusante afetar negativamente a lucratividade das firmas a montante. Assim, se as firmas produtoras de um bem não são verticalizadas, é necessário que se conheça a estrutura do mercado no mercado a jusante para se determinar o poder de mercado desses produtores.

A segunda consequência advém da primeira: além da possibilidade de competição imperfeita afetar a lucratividade do elo a montante na cadeia e modificar sua estratégia ótima, essa possibilidade pode afetar estimações sobre a estrutura competitiva no elo a montante que se utilizem de preços no varejo. Poder-se-ia constatar imperfeições de mercado que não estão relacionadas à indústria do cimento, mas ao varejo do produto e, assim, sobreestimar a imperfeição da competição no elo a montante.

Uma mudança na forma de cobrança do ICMS no estado de São Paulo, instituída em 30/05/2008, permite verificar a correção da hipótese de competição perfeita no varejo de

construção civil no estado de São Paulo. Essa mudança refere-se ao momento no qual o imposto é recolhido – ao invés de ser recolhido no momento da venda ao consumidor final, o ICMS sobre venda no varejo passou a ser recolhido no momento em que o varejista adquire o produto para revenda. Argumentar-se-á que a alteração no momento de recolhimento torna o ICMS semelhante a um imposto específico. Assumindo-se essa hipótese, os preços em uma indústria em competição perfeita reagiriam à instituição da substituição tributária de modo diferente dos preços em um mercado oligopolizado, conforme os trabalhos a serem revistos na seção dois deste capítulo.

O capítulo é dividido em cinco seções. Na próxima seção, explicaremos como funciona o recolhimento do ICMS e qual a mudança determinada pelo governo de São Paulo. Na segunda seção, revisaremos a literatura referente a impostos e poder de mercado. Na terceira seção, explicaremos a metodologia empregada enquanto na quarta seção apresentaremos os dados utilizados. Na quinta seção, apresentaremos os resultados da estimação.

3.1.ICMS e Substituição Tributária

O ICMS é um imposto de competência dos estados e do Distrito Federal, que incide sobre a circulação de mercadorias e a prestação de serviços. Em referência às mercadorias, o imposto incide sobre cada operação em que a mercadoria é transacionada, por exemplo, na venda do fabricante para o atacadista, do atacadista para o varejista e do varejista para o consumidor final. Em cada uma dessas transações, a base sobre a qual é calculado o imposto é o valor agregado. Considerando a situação acima mencionada, quando o atacadista efetua a venda para o varejista, paga o imposto sobre o valor que cobra do varejista líquido do valor pelo qual comprou a mercadoria.

Como se pode perceber no exemplo dado, o responsável pelo pagamento do imposto é o contribuinte que efetua a venda ou qualquer outra transação que resulte em circulação de mercadorias ou prestação de serviços. Nos termos do art. 4º da lei complementar 87/1996, conhecida como lei Kandir, *“contribuinte é qualquer pessoa, física ou jurídica que, com habitualidade ou em volume que caracterize intuito comercial, realize operações de circulação de mercadoria ou prestações de serviços de transporte interestadual e intermunicipal e de comunicação, ainda que as operações e as prestações se iniciem no*

exterior”. Também deve pagar o imposto quem importa mercadorias do exterior ou seja destinatário de serviços iniciados fora do país, tenha adquirido mercadorias apreendidas ou abandonadas em licitações ou comprado lubrificantes e combustíveis líquidos e gasosos derivados de petróleo e energia elétrica oriundos de outro Estado, quando não destinados à comercialização ou à industrialização.

A lei Kandir permite atribuir a um terceiro, que não o responsável pela operação que deu origem à obrigação de pagamento do imposto (fato gerador), a responsabilidade pelo seu pagamento. Ao contribuinte eleito para efetuar a retenção ou recolhimento do imposto dá-se o nome de substituto tributário e ao contribuinte que gerou o fato originador do imposto, o nome de substituído tributário. A responsabilidade de recolhimento pode ser atribuída em relação a operações antecedentes, concomitantes ou subsequentes ao pagamento. Um exemplo bastante frequente de substituição tributária relaciona-se ao pagamento do imposto devido pela venda no varejo pelo atacadista que vendeu o produto para o varejista. O atacadista é, nessa situação, o substituto tributário, e o varejista, é o substituído.

Uma das principais razões para um governo determinar o recolhimento antecipado do imposto por operação subsequente é diminuir a sonegação tributária. A substituição exige, no entanto, que seja projetado o valor da venda final do produto, que será a base de cálculo do imposto, líquida do que já foi usado de base nas cobranças precedentes. A Lei Kandir determina que essa projeção seja resultado da soma das seguintes parcelas:

1. O valor da operação ou prestação própria realizada pelo substituto tributário ou pelo substituído intermediário;
2. O montante dos valores de seguro, de frete e de outros encargos cobrados ou transferíveis aos adquirentes ou tomadores de serviço;
3. A margem de valor agregado, inclusive lucro, relativa às operações ou prestações subsequentes.

Antecipar qual será a margem de valor agregado é o mais difícil quando se institui a substituição tributária. Quando o produto tem preço máximo, a maior parte das legislações estaduais estabelece que o preço final presumido será o máximo. Na ausência de limite superior ao preço, o estado estabelece uma margem presumida, baseada em preços

usualmente praticados no mercado, que são obtidos por levantamento junto aos consumidores ou por meio de informações e outros elementos fornecidos por entidades representativas dos setores fabricantes sujeitos à substituição. As margens determinadas podem ser revistas pelas secretarias de fazenda estaduais a pedido dos setores interessados ou quando da realização de convênios interestaduais.

Como nenhum estado tem competência para tributar fora de seu território, um exportador, localizado em determinado estado, de mercadoria sujeita ao regime de substituição tributária em outro estado para o qual deseja enviar seu produto somente será obrigado a substituir o contribuinte localizado no estado para o qual irá exportar se houver acordo interestadual que vincule as duas unidades da federação envolvidas na operação. O recolhimento do imposto, na presença de acordo, seguirá as normas por ele determinadas.

Desde 1985, acordo interestadual estabelece os meios para aplicação da substituição tributária a cimento de qualquer espécie em operações entre São Paulo, Rio de Janeiro, Bahia, Minas Gerais, Paraná e Espírito Santo. Ao longo do tempo, estados que não assinaram o acordo no ano de seu estabelecimento a ele aderiram, sendo que, atualmente, 26 estados fazem parte do acordo, sendo o único estado não participante o Amazonas. Nos dois últimos signatários, Distrito Federal e Goiás, o acordo entrou em vigor em 2003. Não havendo preço máximo, o acordo estabelece a suposição de margem de 20%. Desde 2004, permite-se que, em substituição a essa margem, o estado de destino estabeleça como base de cálculo a média ponderada dos preços ao consumidor final usualmente praticados pelos varejistas.

Internamente, a maior parte dos estados também institui a substituição tributária para o cimento. No estado de São Paulo, pelo menos desde 1989, esse mecanismo vige. A margem presumida, quando não há preço máximo, é 20%. Diferentemente, o ICMS cobrado da maior parte dos outros materiais de construção no estado era recolhido pelo contribuinte responsável pelo fato gerador do imposto, ou seja, aquele que importou a mercadoria ou efetuou a venda, inclusive o varejista.

Em julho de 2007, foi promulgada a lei estadual 12.681, que alterou o modo de cobrança do ICMS para vários produtos. Foi instituída a substituição tributária para todos os materiais de construção, ficando responsáveis pelo recolhimento do imposto devido pelo varejista o fabricante ou importador, quando o imposto não tiver sido recolhido no estado de origem, ou

arrematante de produto apreendido. Essa lei também estabeleceu a possibilidade de a margem presumida para os produtos sujeitos à substituição ser estabelecida de acordo com a média ponderada dos preços ao consumidor final usualmente praticados, apurada por levantamento de preços.

O decreto 52.921, de abril de 2008, especificou quais são os materiais de construção sujeitos à nova lei. Entre eles, encontra-se a argamassa, que é um produto composto basicamente de cimento, areia e água. Posteriormente, novo decreto esclareceu com quais estados São Paulo têm acordos vigentes para os produtos submetidos à substituição tributária. Em referência aos materiais de construção, excluindo-se o cimento, são dezesseis estados. Os produtos englobados na lei passaram ao regime de substituição no final de maio de 2008, sendo que até 01/03/2009, a margem calculada para a argamassa era 29,68%. Para o período entre 01/03/2009 e 30/04/2010, a margem passou para 33,53%.

Desde que o governo paulista ampliou o rol dos produtos sujeitos à substituição tributária, empresários dos diversos setores atingidos argumentam que a medida provoca o aumento dos preços no varejo, pois os varejistas que reduzem os seus preços ou fazem promoções pagam, proporcionalmente, mais impostos que aqueles que cobram preços mais altos. Em resposta, o governo afirma que, como a base de cálculo considera os preços praticados no varejo, não tem o condão de afetá-los de qualquer forma. Os únicos varejistas afetados pela medida seriam aqueles que antes sonegavam.

3.2 Revisão bibliográfica

A instituição da substituição tarifária, caso as margens presumidas sejam corretamente calculadas, não provoca a diminuição ou aumento do ICMS, mas é uma mudança na forma de sua cobrança. Considerando esse fato, a revisão bibliográfica abaixo atém-se, principalmente, aos artigos nos quais é analisada a interação entre forma de cobrança de tributos e estrutura competitiva. Há inúmeros artigos nos quais mudanças nas alíquotas são usadas para identificar a estrutura competitiva de uma indústria (por exemplo, Sumner (1981), Ashenfelter e Sullivan (1987), Karp e Perloff (1989)). Esses artigos não serão aqui analisados.

No que tange aos artigos referentes a alterações na forma de cobrança ou, em outras palavras, a mudanças no tipo de imposto cobrado, foram selecionados trabalhos que mostram tanto

teórica quanto empiricamente quais os efeitos de diferentes tipos de impostos em diferentes estruturas competitivas. As comparações são feitas entre impostos *ad valorem*, cuja alíquota é um percentual do preço final ou do valor adicionado pelo ente que deve o imposto ao valor total do produto, e impostos específicos, cuja alíquota é um valor que independe do preço final do produto ou do valor adicionado por quem o comercializa.

Intuitivamente, é fácil entender por que o impacto de impostos específicos e de *ad valorem* nos preços tende a ser similar quando a estrutura do mercado é competitiva e a ser diferente quando a estrutura do mercado se aproxima de algum tipo de competição imperfeita. Imagine um ofertante que opera em um mercado que se aproxima da competição perfeita. Se, sobre o produto que ele comercializa é cobrado um imposto *ad valorem* de t sobre os preços, sua estratégia ótima será cobrar pelo seu produto o custo marginal mais o valor resultante de t multiplicado pelo preço final ($t^* p + p = t^* p + M$). Se ele decidir praticar um preço mais baixo ($p' < M$), o valor recebido por venda ($t^* p' + p'$), não será suficiente para cobrir seu custo marginal e pagar o imposto devido ($t^* p' + p' < t^* p' + M$). Se, diferentemente, ele resolver cobrar um preço mais alto, a demanda por seu produto será nula. O mesmo acontece se o imposto for específico. Cobrando um preço mais baixo que o valor do custo marginal mais o do imposto ($M + \phi$), a remuneração auferida não será suficiente para cobrir seus custos; se cobrar um preço mais alto, a demanda pelos seus produtos será nula. Assim, em qualquer caso, o impacto sobre os preços será o mesmo.

Em competição imperfeita, os ofertantes deparam-se com curvas de demanda negativamente inclinadas e, provavelmente, ofertam seus produtos a preços tais que a demanda naquele ponto é elástica. Isso significa que um aumento de preços diminui a receita auferida. Ao mesmo tempo, os preços praticados são, em geral, maiores que o custo marginal. Essas condições tendem a tornar lucrativo para os ofertantes absorverem uma parte do impacto dos impostos nos preços a fim de que a demanda diminua menos do que se todo o imposto for repassado aos consumidores.

Quando o imposto é *ad valorem*, ao diminuir o valor que recebe por cada unidade de seu produto, o ofertante diminui também o valor do imposto a ser pago, já que este é uma proporção do preço. Há, portanto, um incentivo a mais para que os preços sejam reduzidos (note-se que a redução é no valor a ser recebido pelo comerciante, o preço pago pelo

consumidor é provavelmente maior do que aquele pago se não houvesse imposto). Quando o imposto é específico, seu valor já está previamente determinado e, embora continue a haver incentivos para que o ofertante não repasse todo o imposto para o consumidor em razão da elasticidade da demanda, não há incentivo relacionado à diminuição do imposto pago para que ele diminua os preços cobrados. Mais ainda, para qualquer novo preço menor que o determinado quando não havia imposto, o valor pago pelo consumidor final será maior com o imposto específico do que com o *ad valorem*, pois $\phi > p'' \cdot t$, sendo p'' o novo valor cobrado pelo comerciante por cada unidade de seu produto. Assim, o impacto nos preços totais cobrados dos consumidores tende a ser maior na tributação por meio de impostos específicos do que por meio de impostos *ad valorem* quando a competição é imperfeita.

À primeira vista, essa discussão parece não ter relação com o tema estudado neste capítulo, mas, como será argumentado na próxima seção, considera-se que a instituição da substituição tarifária faz o ICMS, que é um imposto *ad valorem*, tornar-se muito próximo de um imposto específico. Sendo assim, fundamental é rever a literatura que analisa teórica e empiricamente os efeitos de diferentes tipos de impostos em diferentes estruturas competitivas.

Delipalla e O'Donnell (1988) mostram, por meio de um modelo no qual a curva de lucro para cada firma é $\pi_i = \{(1 - tv)p(X) - ts\}x_i - c_i$, onde tv é o imposto *ad valorem* e ts o imposto específico, π é o lucro, p é o preço, x_i é quantidade produzida pela firma i e X é quantidade produzida por todas as firmas do mercado, que a razão dos efeitos marginais do imposto específico sobre o imposto *ad valorem* é igual ao parâmetro do *mark-up*. Em um mercado competitivo, esse parâmetro é igual a um, e a forma de cobrança do imposto não altera os preços e quantidades. Em competição imperfeita, o efeito do imposto específico excede o do *ad valorem* proporcionalmente ao parâmetro do *mark-up*.

A verificação empírica dessa conclusão é feita por meio de um modelo de variação conjectural, no qual $p_{it} = \alpha_1 ts_{it} + \alpha_2 tv_{it} + Z_{it}\beta + u_{it}$, na qual Z são variáveis observáveis relacionadas aos custos marginais, estruturas de mercado e condições de demanda. Mais especificamente, constituem Z o custo por trabalhador na indústria do cigarro, o PIB per capita e a taxa de câmbio. Esta incluída para evitar correlações espúrias relacionadas à apreciação ou depreciação de uma determinada moeda no período analisado. Definindo-se

$\theta = \frac{\hat{\alpha}_1}{\hat{\alpha}_2} \bar{p}$, onde $\bar{p}$ é um determinado preço, testar se o parâmetro é diferente de 1 é testar se

os efeitos dos dois tipos de impostos são diferentes. Esse modelo é estimado para o mercado de cigarros nos países europeus (doze países, com dados para dezesseis anos) por diversos métodos e sob a hipótese de que a resposta nos preços a mudanças nos impostos é a mesma para todos os países (como especificado acima) e sob outra que permite a variação. A conclusão teórica foi comprovada, tendo os impostos específicos maior impacto sobre os preços que os *ad valorem*.

Analisando um mercado com bens diferenciados e competição à La Bertrand, Anderson, Palma e Kreider (2000) constatam que tanto impostos específicos (*unit excise taxes*) quanto *ad valorem* podem ser repassados a uma taxa maior que 100% satisfeitas determinadas condições. Ainda assim, há diferença no impacto dos impostos conforme a estrutura de mercado.

O modelo desenvolvido considera um mercado com n firmas que produzem variedades diferentes de um mesmo produto ao custo marginal c . No curto prazo, o custo k é fixo. A demanda é simétrica, de tal modo que, para cada firma, a quantidade demandada é dada por $D(p_i, p_{-i})$, sendo D decrescente em relação ao preço da própria firma (p_i) e crescente em relação aos preços das outras firmas (p_{-i}). Quando todas têm preços iguais, as demandas são semelhantes.

O lucro de cada firma, considerando um imposto específico, é descrito como $\pi_{Ui} = (p_i - \bar{c}_U)D(p_i, p_{-i})$, onde $\bar{c}_U$ é o custo marginal mais o imposto (t). Para um imposto *ad valorem* cobrado de todas as firmas à taxa s , o preço da firma será $\frac{p_i}{1+s}$. Sendo $\tau = \frac{s}{1+s}$, o valor recebido pelo produtor pode ser escrito como $(1 - \tau)p_i$ e o lucro da firma é dado por $\pi_{Ai} = (1 - \tau)(p_i - \bar{c}_A)D(p_i, p_{-i})$.

Os resultados são semelhantes aos obtidos quando é analisada a competição à La Cournot, quais sejam, que os dois tipos de impostos aumentam os preços para os consumidores e podem aumentar, também, os valores recebidos pelos produtores. Se há aumento do valor recebido pelos produtores com taxação *ad valorem*, haverá aumento com taxação específica.

Com base nas conclusões de diversos trabalhos teóricos que mostram a diferença de efeitos conforme o tipo de imposto e a estrutura competitiva, inclusive trabalho dos próprios autores anteriormente citado, Delipalla e O'Donnell (2001) cotejam as estáticas comparativas dos efeitos da taxa *ad valorem* e da específica com o fim de identificar a estrutura competitiva do mercado de cigarros europeu.

No modelo utilizado nesse artigo, o lucro de cada firma é dado por $\pi_i = [(1 - v)P(X) - s]x_i - c(x_i)$, onde v é o imposto *ad valorem* e s o imposto específico, X é a quantidade total ofertada pela indústria, x_i é a quantidade ofertada pela firma i , c é o custo marginal e P é o preço. A variação conjectural é dada por $\frac{dX}{dx_i} = \lambda_i \in [0, n]$. Parte-se dessa equação para analisar os efeitos dos tipos dos impostos sobre os preços e, ao fim, chega-se ao resultado de que as estáticas comparativas dos efeitos dos impostos diferem entre si conforme o poder de mercado das empresas e o preço. Tem-se, então que: $\frac{\frac{dP}{ds}}{(\frac{1}{P})\frac{dP}{dv}} = \mu$, sendo μ o parâmetro da competição no mercado. Se $\mu = 1$, o mercado é competitivo. A variação conjectural é estimada por meio da equação $\sum \frac{1}{\lambda_i} = \frac{1}{(-\frac{dX}{ds})\frac{P}{X}(1 - \frac{dP}{ds}\frac{P}{dv})}$.

Os dados utilizados referem-se a doze países europeus e abrangem o período de 1982 a 1997 para dez desses países. Os dados de Portugal e Espanha compreendem o período de 1986 a 1997. Todos os dados referem-se aos impostos e preços em vigor no dia primeiro de janeiro de cada ano. Os resultados mostram a existência de dois grupos de países. No primeiro, o comportamento das firmas não é menos competitivo que em Cournot, sendo provavelmente mais competitivo que esse padrão (Cournot). Os resultados do segundo grupo sugerem um padrão menos competitivo que o do primeiro grupo, podendo haver colusão, mas isso dadas elasticidades mais altas do que seria esperado.

É com base nessa diferença entre o impacto de impostos *ad valorem* e específicos nos preços em diferentes estruturas competitivas que se pretende identificar a estrutura competitiva no varejo de material de construção civil neste trabalho.

3.3 Metodologia

3.3.1 Possíveis efeitos da substituição tributária e estrutura do mercado

Como visto anteriormente, a literatura mostra que a repercussão nos preços de diferentes tipos de impostos varia conforme o poder de mercado das empresas por eles afetados. Segundo o trabalho de Delipalla e Donnel (1998), a razão entre o impacto nos preços de impostos *ad valorem* e fixos é proporcional ao markup. Em competição perfeita, o markup é igual a 1, e não há diferença no impacto de um imposto específico e de um *ad valorem*. Já quando as firmas têm poder de mercado, impostos específicos têm maior impacto.

Como visto acima, o ICMS é um imposto *ad valorem*, cuja base de cobrança é o valor adicionado por quem comercializa ou distribui uma mercadoria ou presta um serviço. Quando é instituída a substituição tributária para operações subseqüentes (por exemplo, o atacadista que recolhe o imposto devido pelo varejista), há que se presumir uma margem que o substituído irá, supostamente, aplicar para determinar os preços dos produtos que comercializa. Se calculada corretamente, os preços médios finais presumidos tendem a ser iguais aos preços médios de mercado.

Para cada contribuinte substituído (no nosso exemplo, cada varejista), no entanto, é grande a chance de que a margem presumida não coincida com a margem por ele aplicada. Mais ainda, a margem presumida não muda em períodos curtos, ainda que os preços reais oscilem de acordo com a conjuntura do mercado. Isso significa que o imposto devido se relaciona ao preço pago na aquisição da mercadoria, já que a partir deste que se calcula a margem presumida, mas não ao preço pelo qual ela é comercializada. Assim, o ICMS, que, sem a aplicação do instituto da substituição tributária, é um imposto tipicamente *ad valorem* passa a ter, com a aplicação do instituto, características que mais se aproximam de um imposto específico, já que o valor a ser pago independe do preço final estabelecido.

Na presença de ICMS como cobrado até maio de 2008 em São Paulo, pode-se escrever para um mercado em competição perfeita: $M = (1 - t)p_v$, sendo M o custo marginal, t o ICMS e p_v o preço do varejista. A partir de 30/05/2008, a cobrança do ICMS altera-se. A suposição de uma determinada margem e, portanto, de um preço, torna o ICMS, de certa forma, um

imposto cobrado sobre as quantidades vendidas, já que o preço realmente cobrado pelo varejista não influencia o montante devido. Pode-se escrever, para este período, o problema de cada firma em competição perfeita como $M + \phi = p_v$, sendo M o custo marginal, ϕ , o imposto, e p_v o preço do varejista. Em competição perfeita, a mudança, considerando que as margens presumidas tenham sido corretamente calculadas, não teria impacto nos preços. Já se o mercado for oligopolizado, a medida afeta os preços, aumentando-os.

Assumindo que não houve mudanças nos custos marginais para a produção e venda de materiais de construção em todo o período analisado, qualquer subconjunto de preços dentro desse período deveria ter a mesma média. Se a média de preços dos produtos atingidos pela substituição tributária se alterar, essa mudança será, provavelmente, ocasionada pela medida. Como se sabe que não houve aumento de impostos, apenas alteração na forma como são cobrados, se a média aumentar, ou a medida foi efetiva no sentido de diminuir a sonegação ou o mercado não funcionava em competição perfeita.

Os efeitos da mudança na forma de cobrança do imposto relacionados à estrutura competitiva (competição perfeita x oligopólio) são semelhantes para o conjunto de varejistas. Se a competição for perfeita, não há qualquer impacto nos preços e, se não for, há²². Assim, os preços medianos ou permanecem no mesmo patamar ou aumentam. Os efeitos relacionados à sonegação, diferentemente, afetam apenas os varejistas que sonegavam. Se o mercado operar em competição perfeita, a não ser que todos os varejistas sonegassem, os sonegadores não poderão aumentar seus preços, pois, se o fizerem, a demanda por seus produtos diminuirá bruscamente. Em competição imperfeita, é possível que os sonegadores repassem parte do aumento de seus custos, decorrente dos impostos, aos preços. Isso provocaria um aumento ainda maior nos valores cobrados dos consumidores finais.

A tabela 11, abaixo, mostra a direção dos efeitos considerando-se o modo de competição e a diminuição da sonegação tributária:

²² Note-se que em um oligopólio com franja, sendo a margem calculada corretamente, a medida tende a alterar os preços determinados pelos oligopolistas, mas não pela franja.

Tabela 11 - Efeitos da Substituição Tributária

	Efeitos da Estrutura do Mercado	Efeitos da Diminuição da Sonegação
Competição perfeita, todas as firmas sonegam	Nenhum	Aumento nos preços medianos
Competição perfeita, parte das firmas sonegam	Nenhum	Nenhum
Competição imperfeita	Aumento nos preços medianos	Aumento nos preços medianos

Assumiremos a hipótese de que era maior o número de varejistas que não sonegavam do que daqueles que sonegavam. Assim, aumento nos preços indica que o mercado não operava em competição perfeita. Portanto, se as margens tiverem sido calculadas adequadamente, e a estrutura do varejo for perfeitamente competitiva, os preços no varejo continuariam no mesmo patamar e $M/(1-t) = M + \phi$.

3.3.2 Grupo de Controle e Grupo de Tratamento

Tendo-se em vista que o meio pelo qual se verificará a estrutura competitiva é a verificação dos efeitos da medida, o que se averiguará é o efeito da instituição da substituição tarifária, ou seja, o efeito da medida nos varejistas submetidos a ela (tratados). Se houver algum efeito, a estrutura competitiva é oligopolizada. Para isso, seria necessário saber o que teria acontecido com os preços caso a medida não tivesse sido adotada. Não sendo possível que os mesmos varejistas estejam, ao mesmo tempo, em um estado (tratado) e no outro (não tratado), é necessário encontrar meios para que se controle o que realmente é efeito da medida.

A questão centra-se, então, em encontrar um grupo de controle que seja suficientemente semelhante ao grupo tratado. Para a escolha do grupo de controle e para determinar-se como será feita a estimação é imprescindível saber se a escolha do grupo de tratamento relacionou-se com as características iniciais dos sujeitos ou com as perspectivas de ganhos decorrentes da medida. No problema específico deste capítulo, chamar-se-á de p_0 , os preços de produtos não submetidos à substituição tarifária ou a ela submetidos desde antes do primeiro período da amostra. Os preços após a imposição da medida são chamados de p_1 . Definir-se-á, ainda um indicador “w” para o tratamento. Requer-se, então saber se:

$$E(p|w = 1) = E(p_1|w = 1) = E(p_1)$$

$$E(p|w = 0) = E(p_0|w = 0) = E(p_0)$$

A substituição tarifária foi instituída com vistas a diminuir a sonegação. Presume-se, portanto, que o governo paulista escolheu os produtos mais afetados pelo não pagamento dos impostos devidos. Como o preço no estado inicial depende do total de imposto pago e o preço após a medida tende a aumentar proporcionalmente à diminuição da sonegação, não se pode, a princípio, supor a independência entre p_0 , p_1 e w , considerando-se os diversos produtos para os quais a medida poderia ser aplicada.

Quando são comparados preços de diferentes estados, todavia, a relação entre p_0 e w é anulada, pois, a razão pela qual os preços em São Paulo foram tratados não foi a maior sonegação nesse estado, mas características exógenas de seu governante. Podemos, portanto, utilizar dados do mesmo produto comercializado em outros estados como grupo de controle sem que consideremos haver relação entre p_0 e w . Consequentemente, pode-se estimar o efeito médio do tratamento. Se este for positivo, o mercado opera em competição imperfeita e, se for nulo, em competição perfeita.

Os preços nos diferentes estados podem, todavia, não ter padrões de comportamento semelhantes, já que são determinados pelas condições de oferta e demanda locais. É preciso, então, considerar as características de cada estado. Isso pode ser feito, em uma regressão simples por meio da adição de variáveis relacionadas a características exógenas da demanda e da oferta. Também é possível a utilização de métodos para dados em painel, como regressões por efeito fixo ou por primeiras diferenças.

Durante todo o período analisado, a forma de cobrança do ICMS pago pelo cimento comercializado em São Paulo era a substituição tributária. As mudanças no preço desse produto, portanto, relacionam-se apenas às condições de oferta e de demanda e à situação macroeconômica. Como esse produto é comercializado nos mesmos estabelecimentos que a argamassa e tende a ser atingido da mesma forma por mudanças nas condições do mercado e no ambiente macroeconômico, poderia também ser utilizado como grupo de controle.

Realizar-se-ão, portanto, dois conjuntos de estimações: o primeiro no qual os preços da argamassa nos outros estados do sudeste compõem o grupo de controle; o segundo no qual o preço do cimento em São Paulo forma o grupo de controle. Na utilização do cimento como grupo de controle, considera-se a impossibilidade de o cimento ter sido atingido pela mudança

ocorrida no final de 2005 porque já era tributado de forma diferente. Assim pode-se assumir a exogeneidade entre os preços do cimento anteriores e posteriores à medida e a própria medida.

3.3.3 Estimação

A especificação mais simples para a estimação do impacto da mudança seria uma equação cujo único regressor, além da constante, fosse uma dummy indicando o período de tratamento, de forma que:

$$p_v = \alpha + \phi D + \varepsilon$$

Na qual p_v é o preço da argamassa no varejo, α é uma constante, D é uma dummy para São Paulo e o período que se inicia em 01/06/2008, ε é o erro estocástico. Essa especificação, na qual o controle seria feito pelo comportamento prévio dos preços, é possível porque foi suposto que o indicador do tratamento não está relacionado com os preços antes da medida. Utilizando-a, se ϕ for zero, a alteração na forma de cobrança não teve impacto sobre os preços e, portanto, a estrutura do varejo aproxima-se da competição perfeita.

A fim de assegurar que a significância de ϕ é decorrente da mudança na forma de cobrança do imposto e não derivada de algum choque ocorrido no período, adicionaram-se variáveis relacionadas à demanda e à oferta do produto, bem como dummies relacionadas às condições específicas de cada estado do Sudeste e ao período no qual a substituição estava em vigor. Assim, obtemos o estimador de diferenças em diferenças, que é consistente, dado a hipótese de que w não é correlacionado com os preços sem tratamento. A equação estimada é:

$$P_{it} = \alpha_{it} + \beta X_i + \delta D_t + \gamma D_s + \eta D_t * D_s + \varepsilon \quad (1)$$

Onde P_{it} se refere aos preços, no momento t , do produto i ou aos preços, no momento t , no estado i , conforme o grupo de controle que se use, α_{it} é um efeito individual específico, X_i é um vetor de variáveis relacionadas ou ao produto i ou ao estado i , D_t é uma dummy relacionada ao período em que vigora a substituição, e D_s é uma dummy que indica ou o produto argamassa ou o estado de São Paulo.

Essa equação foi estimada por meio de diferentes técnicas. Primeiramente, estimamos por mínimos quadrados ordinários. Considerando as hipóteses assumidas anteriormente, em especial a não relação entre os preços do produto anteriormente à instauração da substituição tributária e a própria instauração, essa técnica é consistente. Para confirmar os resultados obtidos por meio de mínimos quadrados ordinários, utilizaremos técnicas de painel. Estas, contudo, não permitem a estimação de γ . A perda, contudo, com a não estimação desse coeficiente é pequena, já que o coeficiente de interesse é η .

Diferentes estimadores de painel serão apresentados. O primeiro a ser utilizado é o de efeitos fixos. Esse estimador, no entanto, pressupõe exogeneidade estrita, o que não pode ser garantido nesse caso. Como não se podem incluir defasagens da variável dependente entre as variáveis independentes nessa equação, usamos, também, o estimador de Arellano-Bond, que permite tratar esse problema utilizando como instrumentos defasagens de ordem superior. Por fim, utilizamos o estimador de primeira diferença. Como o estimador de efeitos fixos, este também pressupõe exogeneidade estrita.

3.4 Dados

Os preços da argamassa no varejo disponíveis são os preços medianos nos estados coletados pelo IBGE, no âmbito do Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil – SINAPI e referem-se a sacos de 50 kg da argamassa pré-fabricada para reboco. Os dados abrangem o período de janeiro de 2003 a janeiro de 2010 e foram deflacionados pelo índice nacional da construção civil (INCC), calculado pela Fundação Getúlio Vargas. Os gráficos 1 e 2, abaixo, mostram as séries dos preços deflacionados nos quatro estados da região sudeste.

O padrão de comportamento nos quatro estados, mesmo antes da instituição da medida, parece ser bastante afetado por fatores próprios a cada um deles. Quando são comparadas as variações em relação às médias, nota-se que os preços no Espírito Santo apresentam o comportamento mais díspar. Os preços em Minas Gerais e São Paulo seguem tendência semelhante, exceto por dois choques. O primeiro ocasionou diminuição dos preços em São Paulo em junho de 2003, e o segundo provocou queda dos preços do produto em Minas Gerais em dezembro de 2004.

Gráfico 1 - Preços Deflacionados da Argamassa na Região Sudeste (R\$ de jan/2003)
Fonte: IBGE

Gráfico 2 - Variação em Relação À Média dos Preços Deflacionados de Argamassa (R\$ jan/2003)
Fonte: IBGE

Nos gráficos 3 e 4, são apresentadas as séries dos preços deflacionados de São Paulo e da variação em relação à sua média. Não se nota, a princípio, nenhuma mudança nas duas séries antes e depois da instituição da substituição tarifária.

Gráfico 3 - Preços Deflacionados da Argamassa em São Paulo (R\$ de jan/2003)
Fonte: IBGE

Gráfico 4 - Variação em Relação À Média dos Preços Deflacionados da Argamassa em São Paulo (R\$ jan/2003)
Fonte: IBGE

Além dos preços da argamassa nos diferentes estados, podemos utilizar como controle os preços do cimento. Como relatado acima, o cimento estava sujeito à substituição tributária

durante todo o período da amostra. Além disso, é um dos principais componentes da argamassa, o que tende a fazer os preços dos dois produtos variarem na mesma direção. A correlação entre as séries de preços dos dois materiais para todo o período da amostra é de 0,78, mas, para o período antes da vigência da substituição ela é 0,85 e, para o período posterior é -0,32.

Os preços de cimento usados são os mesmos apresentados no capítulo 1, nas estimações para a região sudeste. Trata-se dos preços medianos no estado de São Paulo coletados pelo IBGE, no âmbito do Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil – SINAPI e referem-se a sacos de 50 kg de CP-II. A série foi deflacionada pelo índice de preços da construção civil calculado pela FGV.

Importante observar, ainda, que as regressões que estimaremos são painéis com poucas observações por indivíduos e número maior de observações ao longo do tempo. Faz-se necessário, assim, considerar eventuais dependências temporais nos dados. Para tanto, foram realizados testes de raiz unitária em todas as séries de preços utilizadas neste capítulo. Utilizou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado. Para a escolha da quantidade de defasagens a ser incluída no teste foi usado o critério de Schwartz, começando-se com doze defasagens. A decisão da inclusão de constante e tendência foi feita com base nas distribuições apresentadas em Dickey e Fuller (1981). As séries de preços da argamassa nos estados de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro são não estacionárias. A série dos preços do Espírito Santo apresentou probabilidade de ter raiz unitária de 0,11. A série de preços do cimento comercializado em São Paulo não apresentou raiz unitária.

O emprego na construção civil foi usado como parâmetro das alterações da demanda nos estados. O uso dessa variável é justificado porque esse setor é um dos que mais utilizam o produto e é um setor intensivo em mão-de-obra. Não há endogeneidade porque a argamassa não perfaz um custo considerável dos custos totais da construção civil de modo a influenciar o nível da atividade no setor. Assim, se a atividade na construção civil estiver intensa, o que pode ser constatado pelo nível de emprego, haverá maior demanda por argamassa. Se o preço da argamassa estiver alto, provavelmente não haverá impacto significativo na atividade da construção civil.

O Ministério do Trabalho e Emprego coleta dados sobre o total de admitidos e demitidos na construção civil, por estado, mensalmente e calcula a variação. Para calcular o total de empregados no setor por mês, utilizamos o saldo de fevereiro de 2003 e o quanto equivalia percentualmente ao número de empregados em janeiro do mesmo ano. Com isso, foi encontrado o total de empregados em janeiro de 2003. Nos demais meses, foram adicionados os saldos líquidos dos admitidos.

3.5 Resultados

O modelo foi estimado para os dois grupos de controle. Utilizando o preço da argamassa em outros estados como controle, a equação estimada foi:

$$P_{it} = \alpha_{it} + \beta Xi + \delta D_t + \gamma D_s + \eta D_t * D_s + \varepsilon$$

Onde P é o preço da argamassa no momento t e no estado i , Xi englobava, inicialmente os preços defasados (nos métodos que não pressupõem exogenidade estrita) e o emprego na construção civil, uma variável que, supostamente, estaria relacionada à demanda pelo produto. D_t é uma dummy para o período em que vigia a substituição e D_s é uma dummy para o Estado de São Paulo. O emprego na construção civil foi retirado das regressões por mínimos quadrados ordinários e por efeitos fixos, porque foi pouco significativo. Mas foi mantido nas estimadas pelos dois outros métodos (*Generalized Method of Moments* e primeiras diferenças).

O coeficiente do estimador de mínimos quadrados ordinários é -0,24, mas ele é não significativo (estatística-t é -1,68). Os coeficientes da dummy relacionada ao estado de São Paulo e da dummy relacionada ao período em que vigia a substituição foram positivos, mas não significativos (0,19 e 0,07 respectivamente, com estatísticas-t de 1,93 e 1,66). O estimador de efeitos fixos da dummy para a política resultou em um coeficiente de -0,46, com estatística-t bastante próxima da significância a 5% (estatística-t é -1,93). Nas duas estimações, testes para presença de autocorrelação nos resíduos apontaram para a existência desse problema, razão pela qual foi usada a matriz robusta de White.

Como a hipótese do estimador em primeira diferença é de que o erro estocástico segue um passeio aleatório, essa parece ser a melhor especificação. O resultado da estimação da regressão foi um coeficiente para a dummy relacionada à substituição tributária de 0,17 não significativo (estatística-t é 0,75). O coeficiente estimado do emprego na construção civil é bastante pequeno (0,000006), mas bastante significativo (estatística-t é 9,62). Foi usada a matriz robusta de White, pois os resíduos da regressão eram autocorrelacionados.

Por limitações computacionais, a amostra para a estimação pelo método de Arellano-Bond foi reduzida, abrangendo o período de agosto de 2006 a dezembro de 2009. Os resultados obtidos foram semelhantes aos das demais estimações. O valor estimado do coeficiente da dummy foi de 0, sendo não significativo (estatística-t é 0,32).

Os resultados, quando usado como controle o produto cimento, não foram muito diferentes. As equações estimadas foram semelhantes às anteriores, sendo o i o indexador do produto. Não foi necessária a estimação por Arellano-Bond. O estimador de mínimos quadrados ordinários apresentou coeficiente de 0,14, mas é não significativo (estatística-t é 0,57). O estimador de efeitos fixos apresentou coeficiente de 0,89 e com significância bastante próxima da significância a 5% (estatística-t é 1,89). Não foi constatada a presença de autocorrelação nas duas regressões estimadas, tampouco de heterocedasticidade na primeira. Por último, o estimador em primeiras diferenças resultou em coeficiente de -4,73 e foi significativo (estatística-t é -7,29). A tabela 12, abaixo, sumariza os resultados.

Tabela 12 - Resultados das Estimações (coeficiente e estatística-t do estimador para o efeito da substituição tributária)

	Grupo de Controle: Preço Mediano da Argamassa nos Demais Estados da Região Sudeste	Grupo de Controle: Preço Mediano do Cimento no Estado de São Paulo
<i>OLS</i>	-0,24 (-1,68)	0,14 (0,57)
Efeitos Fixos	-0,46 (-1,93)	0,89 (0,89)
Arellano Bond	0 (0,32)	-
Primeiras Diferenças	0,17 (0,75)	-4,73 (-7,29)

A fim de verificar a robustez dos resultados, além do uso do cimento como controle, foram estimadas as mesmas equações usadas para todo o Sudeste, com cada estado daquela região,

separadamente, como controle. Usando Minas Gerais como controle, apenas o coeficiente estimado por primeira diferença foi não significativo. Todos os demais coeficientes foram negativos e significativos, como pode ser observado no anexo 4. Quando Espírito Santo é utilizado, os estimadores de mínimos quadrados ordinários e de efeito fixos são significativos e negativos e os outros dois estimados são não significativos. Para o Rio de Janeiro, apenas o coeficiente da dummy relacionada à substituição da regressão estimada por efeitos fixos é significativo (ver anexo 4). Esses resultados mostram como os resultados das estimações são sensíveis ao grupo de controle utilizado. Dado que os preços de nenhum dos estados parecem seguir variações semelhantes ao de São Paulo, o melhor controle é o conjunto dos estados e não apenas um isoladamente.

3.6 Conclusão

Os resultados apontaram para a inexistência de impacto nos preços da substituição tributária. A ausência de efeitos, por sua vez, indica que o varejo que comercializa argamassa em São Paulo opera em estrutura que se aproxima da competição perfeita. Como os pontos de venda não são especializados em argamassa, mas comercializam diversos tipos de material de construção, pode-se inferir que haja competição no varejo de materiais de construção em geral.

É necessário notar que, apesar de relativamente robustos, os resultados foram sensíveis a mudanças nos grupos de controle, em especial quando os estados de Minas Gerais e do Espírito Santo foram usados isoladamente. Um grupo de controle inadequado pode viesar os resultados. No caso em tela, todavia, o uso de dados em painel e a estimação por primeira diferença, efeitos fixos e Arellano Bond tende a minimizar os efeitos específicos de cada estado.

4. QUARTO CAPÍTULO: IMPORTAÇÃO DE CIMENTO E PODER DE MERCADO

A região norte diferencia-se do resto do país não apenas pelo modal utilizado para o transporte de matéria-prima e do produto final – modal aquestre –, mas também pela existência de importações, providas, principalmente, da Venezuela e de Cuba. Importa-se, na região, cimento portland, já ensacado em embalagens de 42kg. O cimento entra pelo Amazonas, mas é distribuído a outros estados, como Roraima.

Como pode ser observado no gráfico 5, as importações representam uma proporção considerável em relação ao cimento fabricado no próprio Amazonas e provocaram a adaptação e reação da indústria local. A empresa presente no Amazonas, Itautinga, do Grupo João Santos (Nassau), adaptou suas embalagens para conter apenas 42 kg de produto. Diferentes, portanto, do resto do país, onde o cimento é vendido em sacos de 50 kg. A reação foi empreendida por meio de abertura de processo *antidumping* no Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior.

O processo foi aberto em 1998 e decidido em 2000, quando se resolveu aplicar direito *antidumping* definitivo sobre as importações de cimento portland providas da Venezuela e

do México e destinadas ao mercado constituído pelos estados do Acre, do Amazonas, de Roraima e da região oeste do Pará. O direito foi aplicado por meio de uma tarifa *ad valorem* sobre o valor CIF das importações, sendo de 22,5% para as importações originárias do México e de 19,4% para as originárias da Venezuela.

Antes da decisão, o cimento venezuelano era isento de impostos de importação, devido a tratamento tarifário diferenciado concedido aos países membros da Associação Latino-Americana de Integração – Aladi. Para o produto mexicano, vigia um acordo de abrangência regional, que estabelecia preferência na forma de desconto de 20% nas alíquotas. Para o cimento provindo de Cuba, outro importante fornecedor da região, há margem de preferência de 100% estabelecida no acordo de complementação econômica (ACE) 62 de março de 2007. Antes dele, vigiam as preferências estabelecidas no ACE 43.

As tarifas incidentes sobre o produto importado de países não pertencentes ao Mercosul apresentaram redução gradual nos quatro primeiros anos do século XXI. Essa transição resultou em uma alíquota de 5,5% no ano de 2003, diminuída ainda mais em 2004 (4%). Em fevereiro de 2006, fora do contexto de reduções graduais e com o fim de diminuir o preço do produto internamente, a Câmara de Comércio Exterior decidiu zerar a alíquota para o produto. Há, portanto, dois pontos de inflexão para as tarifas cobradas do produto importado na amostra utilizada neste trabalho, que compreende o período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008: janeiro de 2004, quando a tarifa foi reduzida dentro do cronograma programado e fevereiro de 2006, quando a tarifa para o cimento portland foi zerada. Para o estado de Roraima, houve ainda a remoção dos direitos *antidumping*, que eram cobrados dos produtos importados de Venezuela e México. Essa remoção aconteceu em novembro de 2006 e não abrangeu os dois outros estados também afetados pelos direitos: Amazonas e Acre.

O objetivo desse capítulo é verificar se a redução da alíquota de importação ocorrida em 2006 e destinada a provocar a diminuição dos preços do produto na região atingiu seu objetivo e se, concomitantemente, provocou redução do poder de mercado do fabricante estabelecido no Amazonas. A redução da alíquota tarifária poderia afetar os preços internos de duas maneiras. Ainda que não houvesse importação, se os produtores nacionais considerassem o preço internado do produto estrangeiro como um limite à sua capacidade de precificação, a redução da tarifa poderia diminuir os preços do produto nacional mesmo sem provocar aumento de importação. Essa dinâmica é característica, no entanto, de lugares onde não há correntemente

importação do produto, e a produção interna tem custos baixos. A segunda maneira, mais condizente com os dados de importação do Amazonas, seria a redução da alíquota viabilizar a entrada de maior quantidade de produto a um custo menor, o que reduziria os preços locais. Os dados anuais de importação total do Amazonas mostram que, a partir de 2006, houve realmente aumento da quantidade de cimento importada como pode ser observado na tabela 13 abaixo.

Tabela 13 - Importação Anual de Cimento no Amazonas (peso líquido - kg)

	Importação Total	Importação da Venezuela	Importação de Cuba	Proporção (%) de Importação de outros países
2003	151.912.948	0	131.913.510	13
2004	117.530.366	0	116.011.841	1
2005	94.807.122	0	94.807.122	0
2006	103.058.801	57.573.733	45.485.068	0
2007	148.860.978	77.101.446	71.759.532	0
2008	153.526.510	2.496.860	135.089.421	10

Fonte: Aliceweb (Ministério do Desenvolvimento da Indústria e do Comércio)

A tabela 13, acima, mostra não apenas o crescimento das importações a partir de 2006, mas também a existência, em 2008, de cimento provindo de terceiros países que não Cuba e Venezuela. Esse fluxo poderia ter sido estimulado pela diminuição das alíquotas tarifárias.

Para verificar se, realmente, a diminuição da alíquota de importação do cimento em 2006 teve impacto sobre os preços do produto no Amazonas e o poder de mercado da firma nacional localizada naquele estado serão utilizadas duas metodologias diferentes. A verificação do efeito da medida nos preços será feita por meio da utilização de estimações com grupos tratados e grupos de controle. Como os preços antes da medida e a sua adoção são relacionados, é preciso instrumentalizar a medida. A estimação do impacto da redução tarifária no poder de mercado da firma será feita com base na hipótese de que o produtor nacional e o externo atuam como competidores em um oligopólio de Cournot.

4.1 Revisão Bibliográfica

A literatura de comércio internacional enfatiza os ganhos relacionados à abertura comercial, entre os quais a tendência à diminuição de preços e o aumento da diversidade de produtos disponíveis aos consumidores. Alguns autores relacionam a abertura comercial à diminuição

do poder de mercado dos produtores nacionais. A política comercial de um país poderia, assim, afetar a sua estrutura competitiva e a política interna relacionada à concorrência.

Um exemplo dessa literatura é o artigo de Melitz e Otaviano (2005). Os autores assumem a hipótese de heterogeneidade do nível de produtividade de firmas operando em um país e em um setor e utilizam um sistema linear de demanda com diferenciação horizontal de produto, permitindo, assim, que os markups sejam endogenamente determinados no modelo, sendo afetados pelo grau de competição – o número de firmas em um mercado – e pela produtividade média dos concorrentes.

Se o mercado for completamente liberalizado, os efeitos são os mesmos do crescimento da economia, quais sejam: maior produtividade, menores custos médios, menor variância dos markups. No caso de bens que não são comercializados livremente, os efeitos não são automáticos. Para analisar essas situações, é feito um modelo com dois países. O que se encontra é que, em mercados abertos, a produtividade aumenta porque as firmas menos eficientes são forçadas a sair do mercado. Isso acontece porque o aumento da competição induzido pelas importações torna as demandas residuais de todas as firmas mais elásticas. O tamanho das firmas e seus lucros também aumentam. Quando apenas um dos países liberaliza seu mercado, o efeito é benéfico no curto prazo, pela diminuição do markup, mas no longo tende a reverter-se, pois as firmas tenderão a migrar para o outro país.

O artigo resenhado acima mostra como a liberalização comercial afeta a estrutura de setores da economia, de modo que a produtividade tende a aumentar, e os markups tendem a cair. Muitos autores procuraram verificar empiricamente quais os ganhos de produtividade e qual a diminuição dos markups associados a episódios de liberalização comercial.

Levinsohn (1991) testa a hipótese de que a competição internacional força as empresas nacionais a aumentarem sua competitividade. Para isso, constrói um modelo de oligopólio estático e o estima com dados de painel de empresas turcas que atuavam antes e depois da diminuição da proteção tarifária e não tarifária, ocorrida em 1984. Os dados abrangem os anos de 1983 a 1986, sendo a unidade de observação as plantas produtoras. A amostra, coletada pelo Instituto de Estatísticas do Governo Turco, compreende grande parte da indústria daquele país.

Especificamente, a hipótese testada é a de que a imposição de tarifas ou quotas aumenta o markup das empresas. O teste é conduzido pela verificação da mudança nos markups após a liberação comercial. Três questões econométricas têm de ser consideradas na estimação:

- Deve-se usar efeitos fixos, pois o componente do efeito aleatório que varia com o tempo é, provavelmente, correlacionado com as variáveis explicativas;
- Como os mercados estudados são, potencialmente, oligopolizados, decisões de uma firma podem afetar o preço da indústria como um todo, sendo necessário o uso de variável instrumental que não se correlacione com os choques específicos da indústria (μ_{it}) para os preços;
- Os erros são provavelmente heterocedásticos, razão pela qual é empregado o método dos mínimos quadrados ponderados.

Foi assumido que as participações de mercado eram constantes durante o período analisado. Os resultados mostraram que em todas as cinco indústrias nas quais a importação era relevante, a hipótese de diminuição dos markups foi corroborada pelos dados.

Com o objetivo de avaliar a hipótese de que a liberalização comercial afeta não apenas a produtividade das empresas domésticas, mas também seu poder de mercado, Harisson (1990) desenvolve um modelo e o estima com dados de 287 empresas da Costa do Marfim. A função de produção para uma firma i , em uma indústria j , no tempo t é caracterizada como:

$y_{ijt} = A_{jt} e^{f_{it}} G(L_{ijt}, K_{ijt}, M_{ijt})$, onde a produção y é feita com trabalho (L), capital (K) e matéria-prima (M). A_{jt} é um índice de progresso técnico de uma indústria, e f_{it} é um parâmetro específico da firma que permite a existência de diferenças na tecnologia. O objetivo da estimação é identificar o parâmetro A . A equação estimada baseia-se na diferenciação da equação exposta acima e na sua divisão por y .

A autora mostra que assumir as hipóteses de competição perfeita e de retornos constantes de escala pode viesar as estimativas da produtividade e testa a hipótese de mudança de markups e de aumento de produtividade após a liberalização comercial. Os coeficientes das variáveis relacionadas à abertura comercial foram negativos em seis de nove setores, porém, apenas significativo para a indústria têxtil, indicando que a abertura não afetou os markups. O

coeficiente para o aumento da produtividade foi positivo também para seis das nove indústrias analisadas, mas, novamente, foi significativo apenas para uma, a indústria do papel. Na estimação com o uso de variáveis instrumentais, os coeficientes das variáveis relacionadas à abertura comercial continuaram negativos e foram significativos para três indústrias.

Bugamelli, Fabiani e Sette (2010) testam se as importações provindas da China reduzem o nível de preços e os markups estabelecidos pelas empresas italianas. Além disso, são testadas as hipóteses de que os efeitos das importações são maiores nos setores menos intensivos em pesquisa e desenvolvimento e naqueles mais intensivos no uso de mão-de-obra qualificada. Testa-se, por fim, se as empresas menores são mais atingidas pelo aumento das importações chinesas. Para isolar o efeito da competição das importações provindas da China nas estratégias de precificação das empresas italianas, é estabelecida uma especificação empírica que considera todos os determinantes do preço: demanda; custos; produtividade e poder de mercado.

Em um modelo com competição imperfeita, sabe-se que a condição de maximização dos lucros de cada firma resulta em um preço maior que o custo marginal na proporção de determinado markup, de modo que $p_{it} = \mu_{it} c_{it}$, onde p é o preço, μ é o markup, e c é o custo marginal. Os sobrescritos indexam a empresa (i) e o tempo (t). Logaritmizando-se essa equação e diferenciando-a, encontra-se:

$$\Delta \log p_{it} = \Delta \log \mu_{it} + \Delta \log c_{it}.$$

Os preços são observados, mas o markup e o custo marginal não o são. O markup é então definido como um componente setorial, relacionado com a tecnologia e a estrutura do mercado, o nível de demanda (markups cíclicos) e a competição. Esta é dividida em dois componentes, um relacionado à competição doméstica e o outro à competição estrangeira, que é, por sua vez, dividida em dois componentes. O primeiro mede a penetração das importações na Itália, e o segundo a parcela das exportações da China para a Itália em relação às exportações totais. Assume-se que o tamanho das empresas importa na determinação do markup. Assim, a especificação das mudanças nessa variável é:

$$\Delta \log \mu_{it} = \alpha_0 + \beta \Delta \log DEM_{it} + \gamma_0 \Delta \log DCOMP_{it} + \gamma_1 \Delta \log IMPEN_{it} + \gamma_2 \Delta \log CHINA_IT_{it} + \delta \Delta \log SIZE_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde DEM é o componente da demanda, DCOMP é a competição doméstica, IMPEN é a penetração das importações na Itália, CHINA_IT é a parcela das exportações da China que vão para a Itália, e SIZE é o tamanho da empresa. O sobrescrito s indexa o setor.

As mudanças no custo são modeladas conforme a equação:

$$\Delta \log c_{it} = \alpha_1 + \kappa \Delta \log W_{it} + \chi \Delta \log IC_{it} + \xi \Delta \log TFP_{it} + \psi_{it} + u_{it}$$

Onde W é o salário por trabalhador, IC é o custo unitário da matéria-prima, e TFP é um fator da produtividade total.

As duas equações acima são combinadas para a derivação da especificação empírica. Todas as variáveis explicativas são defasadas em um período, pois estudos mostram que os preços tendem a não reagir imediatamente a essas variáveis. A equação a ser estimada é:

$$\begin{aligned} \Delta \log p_{it} = & \alpha + \beta \Delta \log DEM_{it-1} + \gamma_0 \Delta \log DCOMP_{it-1} + \gamma_1 \Delta \log IMPEN_{it-1} \\ & + \gamma_2 \Delta \log CHINA_IT_{it-1} + \delta \Delta \log SIZE_{it-1} + \kappa \Delta \log W_{it-1} \\ & + \chi \Delta \log IC_{it-1} + \xi \Delta \log TFP_{it-1} + \psi_{it} + \eta_{it} \end{aligned}$$

O parâmetro de interesse é γ_2 . Esse parâmetro, mesmo com todos os controles inseridos na especificação, pode ser correlacionado com o termo aleatório em razão de causalidade reversa: as firmas chinesas tenderiam a ganhar mais espaço naqueles setores em que se espera que as firmas italianas aumentem mais seus preços. Para evitar esse problema, usa-se como instrumento para essa variável a mudança percentual total na parcela das exportações totais que são originadas da China, excluindo-se aquelas que são destinadas à Itália. Do mesmo modo, é possível que a penetração de importações na Itália seja endógena. Para lidar com essa possibilidade, essa variável é instrumentada com a penetração de importações nos Estados Unidos.

Os dados relativos às firmas provêm de pesquisas conduzidas pelo Banco da Itália. Os dados setoriais de comércio exterior são do *World Trade Analyzer* (WTA), desenvolvido pelo *Canada Trade Statistics*.

A equação foi estimada por mínimos quadrados ordinários e por variáveis instrumentais. Em todas as estimativas, o coeficiente do parâmetro de interesse (γ_2) foi negativo, mas, nas equações por mínimos quadrados, não foi significativo. Nas estimações com o uso de variáveis instrumentais para a parcela das exportações da China que vão para a Itália, o coeficiente dessa variável foi de 0,03/0,035, ou seja, para cada 10% de aumento nessa parcela, há uma diminuição de 0,3/0,35 pontos percentuais nos preços. Isso é bastante significativo já que a média de mudanças de preços ao longo dos anos e dos setores é de 2%.

Na literatura de organização industrial, as importações ou possibilidade de que ocorram também são vistas, em geral, como um meio de contenção do poder de mercado das firmas nacionais. A lógica do argumento baseia-se na hipótese de que um produtor busca comercializar seus produtos nos locais onde ele possa auferir maiores lucros. Se os preços em um país forem suficientemente altos em relação aos custos de produção fora do país e aos custos de importação, haverá entrada de produto estrangeiro. O aumento da oferta tende a diminuir os preços. Ainda que não haja importação, os produtores nacionais sabem que, a partir de um determinado preço, torna-se lucrativo para os produtores internacionais ofertarem seus produtos. Pode, então, ser mais lucrativo para os produtores nacionais manterem um preço um pouco menor do que aquele que engendraria a entrada de produto importado.

Salvo (2007a) mostra como a possibilidade de importações limita o poder de mercado dos produtores de cimento brasileiros. Para um monopolista atuando em um mercado em que importações são possíveis, mas não ocorrem, há duas situações. Na primeira, o preço de equilíbrio no monopólio é menor que o custo marginal do produto importado. Na segunda, os preços do monopolista, se não enfrentasse a ameaça de importação, seriam mais altos que o custo marginal do produto importado. Para que não ocorra importação, o monopolista estabelece preços no mesmo nível do custo do produto importado.

No modelo desenvolvido, um oligopólio enfrenta a competição de importações, que atuam como uma franja competitiva com custos marginais altos. No equilíbrio, não há importações e os preços são estabelecidos no limite para que elas não ocorram. O autor testa a hipótese de que a indústria se comporta como um oligopólio de Cournot cuja precificação é limitada pela possibilidade de importações contra a hipótese alternativa de um equilíbrio mais colusivo.

Em um mercado Cournot-oligopolizado, em que as importações podem restringir os preços, tem-se que: $p(q) + \frac{p(q)}{\eta} \frac{q_f}{q} \leq c_f$, sendo p o nível de preços, η , a elasticidade da demanda, q , a quantidade total produzida, q_f , a quantidade produzida pela firma f , e c_f o seu custo marginal. O autor reescreve a equação acima de forma que $p(q) + \frac{p(q)}{\eta} \frac{q_f}{q} = \varphi_f + c_f$. A hipótese nula não é rejeitada se φ for menor ou igual a zero. A região norte do país é excluída das estimações, que, na maior parte, resultam na rejeição da hipótese nula.

Grant e Thille (2001) analisam como o aumento ou diminuição das barreiras tarifárias e não tarifárias para o petróleo exportado para o Canadá afetavam a competição na indústria de refinação de óleo em Ontário. Barreiras comerciais poderiam impactar a competição de diferentes modos. É possível que funcionem como um incentivo para a colusão da indústria local, de modo que os preços sejam estabelecidos em um nível tal que impeçam as importações, mas garantam o maior lucro viável. Diferentemente, o número de empresas pode aumentar em decorrência das barreiras, criando uma situação com mais firmas do que se não houvesse impedimentos ao comércio internacional. Quando a entrada no setor é fácil, haverá poucos efeitos sobre a competição no que tange à sua estrutura.

No caso específico estudado, quatro fatores afetavam o comportamento das empresas: o petróleo extraído nessa região era inferior ao extraído em outras regiões do mundo, incluindo os Estados Unidos; barreiras tarifárias e não tarifárias restringiam as importações do Canadá; os preços do produto norte-americano estavam diminuindo; havia relativa facilidade de entrada no setor. A interação desses fatores fez com que as três situações possíveis surgissem ao longo do tempo. Houve repetidas tentativas de colusão, separadas por períodos de competição e entrada. Os preços variavam enormemente, tendo como limite superior o preço das importações e, como limite inferior, o custo marginal.

Para analisar a relação entre a redução tarifária e a estrutura competitiva da indústria, é desenvolvido um modelo de *switching regression*. De acordo com esse modelo, o produto canadense é considerado inferior por todos os consumidores, mas a propensão a pagar mais alto pelo produto importado muda conforme o consumidor.

Usando dados mensais do período entre janeiro de 1870 e maio de 1880, duas dummies para indicar mudanças na política comercial ocorridas em maio de 1877 (redução tarifária) e maio

de 1879 (aumento de barreiras não tarifárias) e uma dummy para os períodos em que houve exportação de produto canadense, são estimadas as equações:

$$\begin{aligned}
 p_t^H &= \beta_0^H + \beta_1^H Crude_t + \beta_2^H NY_t + \beta_3^H Dm77_t + \beta_4^H Dm79_t + \beta_5^H Dexport_t + \beta_6^H Time + \varepsilon_t^H \\
 p_t^L &= \beta_0^L + \beta_1^L Crude_t + \beta_2^L NY_t + \beta_3^L Dm77_t + \beta_4^L Dm79_t + \beta_5^L Dexport_t + \beta_6^L Time + \varepsilon_t^L \\
 z_t &= \gamma + \varepsilon_{zt}.
 \end{aligned}$$

Crude é o preço do petróleo não refinado, NY é o preço no atacado do óleo para iluminação, D77 e D79 são as dummies para as mudanças tarifárias de 77 e 79, Dexport é a dummy para os períodos em que houve exportação, e Time é tendência temporal.

Os resultados mostram impacto significativo da redução tarifária nos preços colusivos (diminuição de 13 centavos) e também do aumento das barreiras não-tarifárias (aumento de 4,72). O impacto nos preços não colusivos é bem menor e não significativo. O valor estimado de γ é -0,2076, o que implica probabilidade de colusão de 0,582.

Tratando-se as importações como franja competitiva de um oligopólio ou monopólio, é fácil perceber como uma redução nas tarifas afeta os preços em uma economia. Considerando-se que a tarifa altera o custo marginal do produto importado, a qualquer preço determinado pelos produtores nacionais, a franja ofertaria maior quantidade, diminuindo a participação de mercado das firmas nacionais. Como o poder de mercado de um monopolista ou das firmas em um oligopólio com franja relaciona-se diretamente à sua participação de mercado, mantidas todas as outras variáveis que influenciam os custos e os preços, o markup das firmas nacionais tenderia a diminuir.

Ross (1987), no entanto, mostra que, em determinadas situações, é possível que os preços domésticos aumentem quando tarifas específicas diminuem, e a competição no setor pode ser caracterizada como uma empresa dominante (ou oligopólio) nacional e uma franja competitiva composta pelas importações. Considerando um monopólio nacional, a demanda residual do produtor doméstico seria determinada pela demanda total ($D(p)$, sendo p o preço doméstico) e pela oferta internacional ($M(p,t)$, sendo t a tarifa específica cobrada do produto importado), de modo que $R(p,t) = D(p) - M(p,t)$, onde R é a demanda residual. O lucro da firma é dado por $\pi = (p - c)R(p,t)$, onde c é o custo marginal. Escolhendo a firma o

preço que maximiza seu lucro, tem-se o resultado de que $(p - c)R_p + R = 0$. Substituindo R_p e R , tem-se $(p - c)(D' - M') = -(D - M)$. Diferenciando essa expressão em relação a p e t , o efeito de t na escolha da firma dominante de p é: $\frac{dp}{dt} = -[(p - c)M'' + M'] / [(p - c)(D'' - M'') + 2(D' - M')]$. Como o denominador é a segunda derivada do lucro, é negativo, assim, dp/dt tem o mesmo sinal de $(p - c)M'' + M'$. Para que dp/dt seja negativa, ou seja, uma tarifa menor aumente o preço doméstico, é preciso que $(p - c)M'' + M' < 0$.

Essa expressão pode ser escrita como $(p - c)M'' + M' = M' \{1 + [(p - c)/p]p(M''/M')\} = M' \{1 + [(p - c)/p]e\}$, onde e é a elasticidade da inclinação da função de oferta da franja. Sabendo que o markup $((p - c)/p)$ é igual ao inverso da elasticidade da demanda (r), $(p - c)M'' + M' = M' [1 + r/e]$. Assim, dp/dt será negativo se $e < -r$, ou seja, se $M(p)$ for côncava o bastante quando os preços estiverem altos, reduzir uma tarifa pode aumentar os preços domésticos. O autor mostra que essa possibilidade também pode acontecer em oligopólios com franja e mesmo quando há entrada. Não é estudado o caso de tarifas *ad valorem*, mas é feita a observação de que esse efeito perverso é menos provável para esse tipo de tarifa.

Suslow (1986) avaliou qual a pressão competitiva exercida pelos produtores de alumínio reciclado, no período entre 1923 e 1940, em face do alumínio novo produzido pela Alcoa, que era a única fabricante do produto no mercado norte-americano. A oferta de produto reciclado é analisada como proveniente de uma franja competitiva e considerada exógena.

A produção do alumínio é descrita por uma função de coeficientes fixos. A curva de custo especificada tem como variável explicativa o excesso de capacidade, sendo o limite superior considerado como o custo médio total real, de forma que: $CM = \gamma(K - Q)CMV + [1 - \gamma(K - Q)]CTM$, onde CM é o custo marginal, K é a capacidade de produção, Q é a quantidade produzida, CMV é o custo médio variável, e CTM é o custo total médio. Dependendo do valor assumido por γ , o custo marginal é constante no nível do custo médio variável ou do custo médio total.

As curvas de demanda são especificadas para a Alcoa e para a franja competitiva na forma log-log. Na curva de oferta da franja, inclui-se uma variável relacionada ao estoque de

alumínio reciclado existente no começo do período somado a novas adições menos o que foi recuperado. Essa variável não consta da curva de demanda e, portanto, ajuda a identificá-la. Os resultados encontrados mostram que a empresa analisada tem considerável poder de mercado e que a pressão competitiva exercida pela franja é muito pequena.

4.2 Metodologia

Primeiramente, estimar-se-á o impacto da diminuição tarifária sobre os preços medianos nos dois estados do norte onde é corrente a importação: Roraima e Amazonas. Apesar de o Acre ter sido incluído nas decisões sobre o processo antidumping, em todo o período analisado (janeiro de 2003 a dezembro de 2008), apenas em um mês, houve pequena importação de cimento. Por essa razão, esse estado não será considerado importador. A metodologia utilizada para a estimação do impacto nos preços será um método de tratamento e controle.

Posteriormente, verificar-se-á qual o efeito da diminuição no poder de mercado da firma que atua no Amazonas em relação às suas vendas internas, ou seja, no próprio estado. Excluiu-se Roraima porque a diminuição tarifária de 2006 ocorreu em período muito próximo ao fim dos direitos antidumping, o que dificultava a identificação dos efeitos das duas medidas no modelo estrutural. Também não havia dados para o estado que permitissem identificar a demanda pelo produto. Abaixo, descreveremos sucintamente cada uma das metodologias.

4.2.1 Avaliação dos Efeitos por Meio de Métodos de Tratamento e Controle

Estabelecemos que p_0 é o preço sem a adoção de nenhuma medida, e p_1 é o preço quando a medida²³ é adotada. Designamos por d a diminuição tarifária ocorrida em fevereiro de 2006. Como se trata de um indicador, ela assume os valores de 0, quando não presente, ou 1 quando presente.

Para cada estado, poderíamos escrever:

$$p_{1i} = \beta + \alpha_i + u_i$$

²³ Pretendemos avaliar, somente, a diminuição tarifária ocorrida em 2006 e que teve como objetivo a diminuição dos preços. A redução tarifária de 2003 para 2004, previamente programada, será incluída porque é variável relevante em relação aos preços.

$$p_{0i} = \beta + u_i,$$

onde β é o intercepto, α é o efeito do tratamento no estado i , e u é o componente não observável de y . O que é observado, no entanto, é

$$p_i = d_i p_{i1} + (1 - d_i) p_{i0}.$$

Podemos, então, escrever:

$$p_i = \beta + \alpha_i d_i + u_i.$$

Para que seja possível a estimação, é preciso que haja grupos de preços sob o efeito da medida e grupos de controle, para os quais não foi aplicada a medida. Pode-se, por exemplo, utilizar dados de diferentes estados. A consistência da estimação do efeito médio sobre o grupo tratado depende de dois fatores.

Se os efeitos para todos os indivíduos forem similares, de modo que $E(\alpha_i) = E(\alpha_i | d_i = 1) = E(\alpha_i | d_i = 0)$, a equação acima estimaria o efeito médio da medida, que, seria igual ao efeito médio da medida para os tratados e para os não tratados. Se, no entanto, isso não for verdade, e os efeitos médios forem distintos para o grupo de controle e o tratado, é preciso utilizar métodos que tornem o primeiro grupo suficientemente similar ao grupo tratado para que se possa, consistentemente, estimar os efeitos da medida sobre os tratados.

O segundo fator é a ausência de correlação entre a adoção da medida e a variável de interesse não tratada (p_0). Nessa hipótese, o efeito médio pode ser consistentemente estimado por mínimos quadrados ordinários. É comum a utilização de variáveis relacionadas às peculiaridades (efeitos fixos) de cada indivíduo e a possíveis choques temporais. O uso dessas variáveis caracteriza o estimador de diferenças em diferenças. Havendo correlação entre o preço sem tratamento e o indicador da medida, o estimador de diferenças em diferença não é consistente, sendo necessário que se utilizem métodos que minimizem o efeito da correlação entre as variáveis. A adoção de variáveis instrumentais para o indicador da medida pode ser uma solução.

4.2.1.1. Grupo de Controle

Quando os impostos de importação foram reduzidos, a medida foi imposta a todos os estados brasileiros ao mesmo tempo, tendo sido, portanto, toda a população (estados) tratada. Os resultados do tratamento, no entanto, diferem conforme o estado. Os preços nos estados importadores ou que têm a possibilidade de facilmente importar tendem a ser mais sensíveis à diminuição de tarifas do que aqueles que têm maior dificuldade para importar. Neste segundo grupo, ainda que não haja importações, é possível que a sua possibilidade limite o poder de mercado dos ofertantes, como mostra Salvo (2007a). Nesse caso, o impacto do tratamento não seria nulo.

No caso presente, o Acre apresenta algumas características que fazem supor que as importações (ou possibilidade de) não sejam relevantes para a determinação dos preços de equilíbrio. Apesar de o estado ser fronteiro, tendo divisas com o Peru e a Bolívia, importou cimento apenas em um mês em todo o período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008. Nesse mesmo período, a quantidade de estados brasileiros que exportam cimento para o estado cresceu de dois para cinco, ou seja, houve aumento do número de ofertantes nacionais. A competição ocorre, sobretudo, entre esses ofertantes, e o limite dos preços determinados por um ofertante relaciona-se diretamente com a possibilidade de importação de outros estados.

4.2.1.2 Instrumento

O impacto que se pretende estimar refere-se à mudança tarifária ocorrida em fevereiro de 2006. Um dos principais motivadores para essa redução foi o comportamento dos preços no período anterior à medida. Logo, não se pode presumir a ausência de correlação entre a medida (d) e p_0 . Como observado acima, o uso de variáveis instrumentais poderia tornar a estimação dos efeitos da medida consistente.

Quando se trata, no entanto, da estimação de efeitos, o uso de instrumentos pressupõe a adoção de mais uma hipótese, além das duas usuais em estimações com instrumentos (sendo Z o instrumento: $P[d = 1|z] \neq P[d = 1]$ e $E[u|z] = E[u]$). É preciso assumir que $\alpha_i = \alpha \forall i$, ou seja, que o efeito da medida nos diferentes estados é homogêneo. Assumiremos que, constando da estimação o número de ofertantes e fatores exógenos que influenciem a

demanda, o comportamento dos preços no período anterior é similar ao comportamento dos preços após a medida.

Dois instrumentos alternativos serão utilizados. O primeiro é a quantidade de produto importado pelo estado do Rio Grande do Sul. Como esse estado também foi atingido pela medida, é razoável supor que tenha havido algum impacto nas importações e, assim, por meio delas se possa resgatar o indicador da medida. Dada a distância entre o Rio Grande do Sul e os estados do norte do país, é improvável que importações naquele estado afetem diretamente os preços nos estados que estamos analisando.

O segundo instrumento são os próprios preços do cimento no Rio Grande do Sul. A justificativa para o uso dessa variável como instrumento baseia-se na hipótese de que os preços naquele estado foram influenciados pela medida, ainda que as importações não se tenham alterado. Haveria correlação entre eles e a medida. Considerada a distância entre o estado e o norte, os preços utilizados como variável instrumental têm pouca probabilidade de influenciar diretamente os preços dos estados do norte. Apenas para o Acre pode haver alguma relação, haja vista que parte do cimento ofertado no Acre, provém do Mato Grosso, onde a Votorantim tem uma fábrica. A empresa também tem uma fábrica no Rio Grande do Sul.

Assumindo a hipótese de que $\alpha_i = \alpha \forall i$, estimaremos a equação:

$$p_{it} = \beta + \alpha d_t + \theta d_s + \eta d_t * ds + \gamma_1 t_{it} + \gamma_2 x_{1it} + \gamma_3 x_{2it} + u_t,$$

Onde p é o preço, d_s é uma dummy relacionada aos estados afetados pela medida, d_t é uma dummy relacionada aos períodos posteriores à diminuição tarifária de 2006, t é uma dummy para o ano de 2003, quando vigia alíquota tarifária de 5,5%, x_1 é o número de estados que fornecem cimento para o estado em tela, x_2 é o nível de emprego na construção civil, u é o componente não observável. O subscrito i indexa o estado, e o t indexa o tempo. Note-se que a redução tarifária ocorrida em janeiro de 2004 fazia parte do cronograma de diminuição já acordada entre os membros do Mercosul, ou seja, foi exógena, não necessitando de instrumentos.

A equação será estimada por efeitos fixos para o grupo composto por Roraima e Amazonas, sendo os preços e o nível de empregos logaritimizados. O Acre será incluído como grupo de controle. A fim de testar se o efeito da diminuição da tarifa nos impostos é semelhante entre os estados, estimaremos as equações também por *seemingly unrelated regressions* (SUR) e por 3 estágios e testaremos as restrições de igualdade dos α_i das equações.

Faz-se necessário apontar algumas considerações sobre Roraima. Nesse estado, além da diminuição tarifária, houve o fim dos direitos antidumping, que, teoricamente, provocaria efeitos semelhantes à redução. Apesar de a diminuição tarifária ter sido adotada apenas dois meses depois do fim dos direitos, é possível identificá-la porque os instrumentos utilizados – os preços no Rio Grande do Sul e as importações nesse mesmo estado – apenas têm relação com a diminuição. Os fins dos direitos não afetaram o mercado de cimento no Rio Grande do Sul, tampouco a dinâmica naquele estado afetou a decisão da Câmara.

4.2.2 Oligopólio de Cournot e importações

Quando se trata de analisar o poder de mercado das firmas que compõem uma indústria, pode-se tentar identificar a estrutura competitiva na qual a indústria opera – monopólio, competição perfeita ou oligopólio – ou, partindo-se do pressuposto de que a organização industrial aproxima-se de determinado modelo, tentar inferir o poder de mercado das firmas. É essa segunda alternativa que será utilizada neste trabalho.

Assume-se o pressuposto de que a organização da indústria cimenteira no Amazonas assemelha-se a um duopólio de Cournot. De um lado, estaria a firma nacional, a Cimento Nassau, com fábrica no próprio estado. Todo o cimento nacional ofertado no estado durante o período entre 2003 a 2007²⁴ proveio dessa firma. Do outro lado, está a C.A. Vencemos, com ligações com o grupo Cemex mexicano. Além do México e diversos outros países, esse grupo possuía fábricas na Venezuela²⁵, em locais estratégicos para o atendimento da demanda local e para a exportação a países vizinhos, e em Cuba. A oferta de produto importado, portanto, é advinda de um ofertante com capacidade de suprimento e competição.

Os custos dos ofertantes são diferentes porque o produto é fabricado em locais diversos. Além disso, compõem os custos totais do produto importado o transporte até o Brasil e os custos de

²⁴ Não temos dados sobre a origem do cimento comercializado no estado em 2008.

²⁵ Em agosto de 2008, o governo venezuelano desapropriou os ativos da Cemex no país.

entrada por unidade no país. Por custos de entrada entende-se o pagamento de tarifas e quaisquer outros valores exigidos por lei. Os custos do produtor nacional relacionam-se à matéria-prima utilizada, à mão-de-obra e ao transporte empregado para envio do produto ao consumidor final.

Quando há diminuição de tarifas, o custo marginal do produto importado decresce e, para qualquer preço, aumenta a quantidade ofertada de produto importado. Assumindo-se um modelo de Cournot, a oferta do produtor nacional diminuirá. Formalmente, o poder de cada firma em um oligopólio de Cournot depende de sua participação de mercado, já que, ao maximizar seu lucro, uma firma que tenha por oferta q_1 , por custo c_1 e que tenha um concorrente que ofereça q_2 depara-se com a seguinte solução: $p'(q_1, q_2)q_1 + p(q_1, q_2) - c_1 = 0$. O índice de Lerner ($\frac{p-c}{p}$, onde p é preço, e c é custo marginal) decorrente desta solução é igual a $\frac{1}{\varepsilon}s_1$, sendo ε a elasticidade da demanda total e s_1 a participação de mercado da firma 1 (quantidade ofertada pela firma em relação à quantidade total). Assumindo-se que a demanda total não se altera ao longo do período analisado, pode-se aferir a existência de mudanças no poder de mercado – caracterizado pelo índice de Lerner – da firma com base apenas nas alterações nas participações de mercado e nas quantidades ofertadas.

Ao se estabelecer uma determinada forma funcional para a curva de demanda total, é possível derivar a oferta de cada firma. Define-se uma demanda linear, tal qual $p = a - b(q_1 + q_2) + dz$, onde q são as quantidades ofertadas pelas firmas 1 e 2 e z são fatores exógenos da demanda. Assumindo-se custos marginais constantes (c_1 e c_2 para as firmas 1 e 2 respectivamente), a quantidade ofertada pela firma 1 seria $q_1 = \frac{a}{2b} - \frac{q_2}{2} + \frac{dz}{2b} - \frac{c_1}{2b}$, e a quantidade ofertada pela firma 2 seria $q_2 = \frac{a}{2b} - \frac{q_1}{2} + \frac{dz}{2b} - \frac{c_2}{2b}$. Em face de uma redução nos custos da firma 2, a quantidade ofertada por essa firma aumentaria, e a firma 1 reagiria diminuindo sua quantidade vendida. A redução da oferta da firma 1 provocaria o aumento ainda maior da oferta da firma 2. Ao final do processo, a firma 2 ofertaria uma quantidade $\frac{2\Delta c_2}{3}$ maior que no momento inicial, sendo Δc_2 , a diferença entre o custo marginal inicial da firma 2 e o custo final. A firma 2 ofertaria uma quantidade $\frac{1\Delta c_2}{3}$ menor.

Assim, tendo-se em vista que a diminuição de tarifas corresponde a uma diminuição no custo marginal da firma estrangeira, para a verificação dos seus efeitos no poder de mercado da firma nacional, basta estimar a equação referente à curva de reação dessa firma, considerando-se que deve haver uma alteração nas quantidades ofertadas a partir do momento da adoção da alíquota. Considera-se, ainda, que as quantidades ofertadas pelo competidores são endógenas, devendo ser instrumentalizadas. A equação a ser estimada é, portanto, $q_1 = \alpha + \beta_1 q_2 + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon$, onde t é uma dummy para o ano de 2003, quando a alíquota tarifária era 5,5%, e ϕ_1 é o coeficiente para a dummy relacionada à mudança de alíquota ocorrida em 2006. Pode-se também estimar a equação para a firma estrangeira ($q_2 = \alpha + \beta_1 q_1 + \beta_2 z + \beta_3 c_2 + \beta_4 t + \phi_2 d + \varepsilon$), onde ϕ_2 é o coeficiente para a dummy para o período em que a alíquota foi alterada. Os custos marginais não são conhecidos, mas são conhecidos preços de fatores que os influenciam, como o diesel e a energia. A taxa de câmbio também é um importante indicador de alterações nos custos das empresas – tanto da nacional quanto da estrangeira – haja vista que a maior parte dos fatores é cotada em dólar.

4.2.2.1 Modelos alternativos

Uma pergunta que pode ser feita é qual o significado dos resultados obtidos se o modelo competitivo adotado não for o mais adequado. Há dois modelos alternativos que parecem mais prováveis, caso um duopólio de Cournot não seja o modelo mais adequado. O primeiro é as firmas operarem em um ambiente mais colusivo, e o segundo é as importações serem melhor caracterizadas como a franja competitiva de um monopólio.

Se as firmas operassem em um ambiente colusivo, como os custos das duas firmas são diferentes, o preço de equilíbrio estaria entre o preço de equilíbrio de Cournot e o preço de monopolista da firma com maior custo. Uma diminuição no custo da firma estrangeira reduziria o valor do ponto máximo desse intervalo (quantidade de monopólio da firma com maior custo) e também o ponto mínimo (quantidade de equilíbrio em Cournot), mas não necessariamente provocaria o aumento da quantidade vendida e a diminuição dos preços. O resultado poderia ser apenas a alteração das parcelas de vendas que cabe a cada uma das firmas, com o aumento da parcela da firma estrangeira e diminuição da parcela da firma nacional. Os preços poderiam, portanto, não se alterar, o que será testado por meio do método de tratamento e controle. A diminuição da quantidade comercializada pela firma nacional

concomitante à diminuição de preços identifica a redução do seu poder de mercado, mas, na hipótese de a competição de Cournot não se aplicar, havendo uma situação mais colusiva, não é possível identificar o grau dessa diminuição.

Também uma possibilidade de especificação alternativa seria a caracterização das importações como uma franja competitiva de um monopólio. A maior parte dos trabalhos que visam estudar o impacto de importações assume essa hipótese. Como observado anteriormente, para o estado do Amazonas, essa não parece ser a melhor especificação. Ainda que o fosse, deve ser assinalado que, no Amazonas, as importações têm um padrão diferente do resto do país.

No Amazonas – e também em Roraima – as importações efetivamente acontecem. A ameaça, se existe, é de que aumentem conforme diminua a alíquota tarifária. Isso significa que a oferta, caso o preço seja maior que o custo marginal, não é perfeitamente elástica (figura 7, à esquerda). No estado, a oferta de importações apresenta inclinação positiva. Assim, as importações não são um limite superior à capacidade de precificação da firma nacional, mas são um mecanismo de diminuição de poder de mercado do monopolista, já que tornam a curva de demanda do monopolista, em uma extensão determinada, mais elástica, como pode ser visto na figura à direita, da figura 7.

Figura 7 - Firma Dominante e Franja Competitiva

Nessa situação, apesar de a dinâmica do mercado ser diferente, o resultado também será a diminuição da participação da firma nacional e o aumento das vendas do produto importado.

A curva de demanda da firma nacional seria derivada da curva de demanda do mercado menos a curva de oferta das importações. A quantidade ofertada pela franja não entraria diretamente no problema do produtor nacional, afetando apenas a demanda por ele percebida – tornando-a mais elástica. No caso de uma curva de demanda linear, tal qual a especificada para o oligopólio de Cournot acima, e sendo a curva de oferta da franja também linear, a demanda residual do monopolista, no trecho em que abrange a existência de oferta pela franja competitiva, seria mais elástica que a demanda de mercado. A quantidade ofertada pelo monopolista neste trecho seria definida por $q_1 = \frac{a'}{2b'} + \frac{a'/2}{2b'} - \frac{c_2}{2b'}$, sendo a' , d' menores que os parâmetros em Cournot, e b' maior.

Assim, além da quantidade de importações não estar incluída na curva do possível monopolista, os parâmetros estimados nesse caso seriam menores. Se essa fosse a melhor caracterização para o mercado, mas estimássemos a especificação como em um modelo de Cournot, provavelmente obteríamos coeficiente não significativo para a quantidade importada, mas o efeito estimado da dummy deveria ter o mesmo sinal (ainda que não o mesmo coeficiente) de em Cournot, ou seja, ser negativo.

4.3 Dados

Como visto no primeiro capítulo, há diferentes tipos de cimento. A maior parte dos dados disponíveis, no entanto, trata o cimento como um único produto. Apenas os dados de preços são coletados especificamente para um tipo, o CP-II, que é comercializado ensacado. Acreditamos que essa limitação, no entanto, não afetará os resultados de maneira significativa, pois os diversos tipos são substituíveis entre si, as diferenças não são perceptíveis para grande parte dos consumidores, e os custos de produção tendem a variar da mesma maneira. Além disso, no norte, onde estão os estados que fazem parte deste estudo, 81% do cimento vendido, de acordo com o SNIC, é comercializado ensacado e por revendedores. Os dados de preços referem-se a esse tipo de produto.

A seguir, são apresentados os dados utilizados nas estimações. Todos são séries mensais, que abrangem o período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008. A principal fonte de dados é o SNIC. Esse sindicato agrega os principais produtores do país, sendo que os dados por ele divulgados são coletados com seus associados. O SNIC estima, ainda, a quantidade de

cimento produzida pelas empresas não associadas a ele. Em geral, são pequenas empresas, cuja produção é pouco significativa.

4.3.1 Quantidade Demandada

O SNIC, em seus relatórios anuais, divulga o consumo aparente de cimento por estado. Esse consumo é calculado considerando-se a produção no estado mais as importações interestaduais e internacionais menos as exportações de cimento originadas naquele estado. Os dados são mensais, reportados em 1000 toneladas, e englobam todos os tipos de cimento portland. O SNIC não divulga dados desagregados conforme a origem do produto, se nacional ou importado e não há outra fonte que o faça.

O Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior, contudo, por meio do sistema Aliceweb, divulga informações sobre a quantidade importada. Como o cimento é um produto perecível, o consumo do produto importado deve acontecer em pequeno intervalo depois do desembarque. Os dados sobre importação poderiam, assim, ser usados como proxy do consumo do produto importado. A diferença entre um e outro, seria o consumo do produto nacional.

Os dados do Aliceweb são mensais, coletados pela Secretaria de Comércio Exterior do Ministério do Desenvolvimento e Comércio Exterior. As quantidades são discriminadas conforme o porto de desembarque – primeiro local credenciado em território nacional aonde chega a mercadoria do exterior – ou o estado importador, onde o importador tem seu domicílio fiscal. É preciso, no entanto, que haja cautela na utilização desses dados como proxy do produto importado consumido, pois os dados de importação entre janeiro de 2003 e dezembro de 2008 apresentam, continuamente, um padrão no qual há importações em um mês e não há no seguinte, indicando que a importação do produto estrangeiro nem sempre é feita no mesmo mês de consumo, como mostra o gráfico 6.

Gráfico 6 - Quantidade Importada no Amazonas (mil t)

Fonte: Aliceweb

O produto importado pelos estados da região norte desembarca em Manaus. Para determinar a que estados se destinavam as importações, utilizou-se os dados referentes ao estado importador. Note-se que é possível que um agente com domicílio fiscal em um estado, após a entrada do produto no país, transporte-o para outros estados. Não é possível contabilizar os erros passíveis de ocorrer em razão desse transporte.

4.3.2 Fatores que afetam a demanda

O cimento é usado em qualquer tipo de construção civil, sendo essa a sua principal e quase única aplicação. Seu custo em relação ao valor das obras civis, no entanto, é pequeno, de modo que o seu preço tende a não afetar a quantidade de obras a serem feitas. Por outro lado, a atividade no setor de construção é a principal variável a afetar a quantidade demandada do produto, além dos preços. É necessário, pois, incluir nas estimações para a demanda do cimento variáveis que se relacionem à atividade no setor de construção ou da atividade econômica em geral.

Sendo o setor de construção civil intensivo no uso de mão-de-obra, o emprego no setor é um indicativo do volume de atividade. O Ministério do Trabalho e Emprego coleta dados sobre o total de admitidos e demitidos no setor, por estado, mensalmente e calcula a variação. Para calcular o total de empregados no setor por mês, utilizamos o saldo de fevereiro de 2003 e o quanto equivalia percentualmente ao número de empregados em janeiro do mesmo ano. Com isso, foi encontrado o total de empregados em janeiro de 2003. Nos demais meses, foram

adicionados os saldos líquidos dos admitidos. Com vistas a verificar se o total de empregados calculado para janeiro de 2003 era correto, comparamos com os dados da relação anual de informações sociais (RAIS), também divulgado pelo Ministério do Trabalho e Emprego sobre o total de empregados no setor e no estado de interesse em 31.12.2002, para quatro grupos de atividade:

- Construção de edifícios e obras de engenharia civil;
- Obras de infra-estrutura para energia elétrica e para telecomunicações;
- Obras e instalações;
- Obras de acabamento.

A tabela 13 permite observar que as diferenças entre o número de empregados na construção civil resultante do cálculo baseado nas movimentações de trabalhadores e os disponibilizados por meio da RAIS são pequenas.

Tabela 14 - Total de Empregados na Construção Civil em 31.12.2002

	Acre	Amazonas	Roraima
Número Calculado	2757	10519	1361
RAIS	2785	9327	1347

Fonte: Ministério do Trabalho e Emprego

4.3.3 Preços

Os dados de preços a serem utilizados neste capítulo fazem parte da mesma série utilizada no primeiro capítulo. Trata-se de dados coletados pelo IBGE no âmbito do Sistema Nacional de Pesquisa de Custos e Índices da Construção Civil – SINAPI, referentes às medianas dos preços do saco de cinquenta quilos de cimento portland composto (CP-II-E32).

As medianas são divulgadas em preços correntes e, por isso, foram deflacionadas. Utilizou-se o Índice Nacional de Custo da Construção (INCC), elaborado pela Fundação Getúlio Vargas (FGV). Esse índice mensura a evolução dos custos de construções residenciais. Compõe o Índice Geral de Preços (IGP), perfazendo 10% do índice geral. Os preços deflacionados podem ser observados no gráfico 7.

4.3.4 Quantidade Ofertada

A quantidade de cimento ofertada mensalmente pelos fabricantes localizados em um determinado estado é divulgada pelo SNIC em seu relatório anual. Além dos dados dos associados, o Sindicato estima a oferta das empresas não associadas. Apenas com esses dados, no entanto, não é possível saber para onde é despachado o cimento produzido em cada estado. No Amazonas, há apenas uma fábrica.

É possível, no entanto, que fabricantes localizados em outros estados forneçam para a região. Por esse motivo, solicitou-se ao SNIC dados sobre o destino do cimento ofertado pelos fabricantes de cada estado. Foram fornecidos dados anuais concernentes ao período entre 2003 e 2007. Esses dados permitem saber que todo o cimento ofertado por fabricantes nacionais em Roraima é produzido pela fábrica instalada no Amazonas. No próprio Amazonas, durante todo o período, apenas 4% do cimento ofertado no estado proveio de fora (2% do Pará e 2% do Distrito Federal). No Acre, o produtor localizado no Amazonas não é dominante, pois produz apenas 35% do produto ofertado naquele estado. O restante provém do Mato Grosso (50%), do Mato Grosso do Sul (35%), de Goiás (3%) e do Distrito Federal (2%).

4.3.5 Preço da Energia Elétrica

A energia é um dos principais custos da produção de cimento. A Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) divulga as tarifas médias mensais por classe de consumo e região. Para este trabalho, utilizou-se a série concernente aos consumidores industriais da região norte. Deve-se ressaltar, contudo, que ao menos parte da energia consumida pelos produtores de cimento é adquirida, provavelmente, no mercado livre ou é de geração própria. Nessas duas situações, os preços e quantidades utilizadas não compõem a média divulgada pela Aneel. Os valores médios divulgados referem-se a preços correntes. A série utilizada foi deflacionada com base no Índice Geral de Preços (IGP-DI), elaborado pela FGV.

4.3.6 Preço do Óleo Diesel

A Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) realiza pesquisa semanal em distribuidores e postos revendedores de combustíveis. Nessa pesquisa são coletados dados sobre preço de revenda e margens de comercialização de gasolina, álcool etílico hidratado combustível, óleo diesel e gás natural. Até 1993, compunham a amostra postos revendedores de combustível veicular localizados em 433 municípios brasileiros. Em 2004, a pesquisa passou a abranger 555 municípios. Os postos pesquisados a cada semana são diferentes, não se caracterizando um painel típico.

O preço do óleo diesel, como visto no primeiro capítulo, é um componente importante dos custos das empresas cimenteiras. Ele afeta também o custo do produto importado, já que este tem de ser transportado do porto aos mercados consumidores. Utilizamos os dados coletados pela ANP sobre a média dos preços do óleo diesel comercializado na região norte. Como os dados disponibilizados pela agência são semanais, foi calculada a média aritmética das semanas componentes de cada mês para encontrar uma média mensal. Não havia informação para que se pudesse calcular a média ponderada. A média mensal de preços foi deflacionada com base no IGP-DI, elaborado pela FGV.

4.3.7 Preço FOB das Importações

O sistema Aliceweb apresenta o preço FOB em dólar referente à quantidade total importada no mês e estado pesquisados. É possível, assim, calcular o preço FOB por quilo do produto importado, sendo esta variável, em conjunto com o preço do óleo diesel, um indicativo do

custo do produto importado. Os dados referentes a esses preços foram convertidos em real com base na taxa de câmbio do final do período (mês) entre o dólar e o real. Posteriormente, os preços foram deflacionados com base no IGP-DI (FGV).

4.3.8 Taxa de Câmbio

Quando a importação equivale a uma parte importante da oferta de um produto ou quando, ainda que proporcionalmente não seja tão relevante, mas os fatores de produção sejam importados ou cotados internacionalmente, a taxa de câmbio pode ser um indicativo das variações nesses custos. Será utilizado o índice da taxa de câmbio real em relação ao dólar americano, calculado com base no IPA-DI e disponibilizado pelo Banco Central do Brasil.

4.3.9 Dummies para mudança nos impostos

Os impostos de importação são parte do custo marginal do produto importado. No período analisado, observam-se um choque exógeno em janeiro de 2004, quando os impostos foram reduzidos como parte de um cronograma previamente acordado entre os membros do Mercosul, e dois choques endógenos: o fim dos direitos antidumping para o produto provindo da Venezuela e do México destinado a Roraima e a diminuição da taxa da importação. Esses dois decididos em decorrência do nível de preços do cimento. Com base nas datas em que estes choques ocorreram, foram criadas três dummies referentes ao ano de 2003, quando a alíquota vigente ainda era 5,5%, ao fim dos direitos antidumping para o estado de Roraima e à diminuição das tarifas de importação em fevereiro de 2006.

4.3.10 Número de Ofertantes

O número de ofertantes em um estado pode ser indicativo do grau de competição e, por isso, foi incluído como controle nas estimativas para os efeitos nos preços. Essa variável foi usada com base na informação prestada pelo SNIC sobre a que estados destinava-se o cimento produzido em cada estado. Embora o número de ofertantes nacionais se tenha mantido constante no Amazonas e em Roraima, no Acre, passou de dois para cinco no período.

4.3.11 Correlação entre o preço e variáveis de custo

Há, além das dummies para variações nos impostos, quatro variáveis de custos disponíveis: preço da energia elétrica, preço do óleo diesel, preço fob das importações e a taxa de câmbio

real. Seria esperado que todas tivessem correlação positiva com o preço, mas isso não acontece como mostra a tabela 14.

Tabela 15 - Correlação para as Médias das Séries dos Três Estados

	Preço	Energia	Diesel	Câmbio	Preço Fob
Preço	1,00	-0,65	-0,53	0,74	0,35
Energia	-0,65	1,00	0,85	-0,59	-0,30
Diesel	-0,53	0,85	1,00	-0,63	-0,30
Câmbio	0,74	-0,59	-0,63	1,00	0,18
Preço Fob	0,35	-0,30	-0,30	0,18	1,00

O preço do cimento e o da energia elétrica são negativamente correlacionados. Também o são o preço do cimento e do diesel. Como vimos, é possível que a série de preço utilizada para a energia elétrica não corresponda, efetivamente, aos custos dos produtores de cimento na região norte. Não há, contudo, explicação similar para a correlação entre o preço do cimento e o do óleo diesel. Ainda que a pesquisa semanal da ANP não corresponda a um típico painel, sua metodologia deveria ser adequada para a comparação de médias de preços entre as regiões.

É possível que existam fatores que afetem mais fortemente o preço do produto e que sejam correlacionados negativamente com os preços da energia elétrica e do óleo diesel. Nesse sentido, cabe assinalar que as duas variáveis são também correlacionadas negativamente à taxa de câmbio.

4.4 Resultados

4.4.1 Métodos de Tratamento e Controle

Para verificação dos efeitos da diminuição tarifária ocorrida em 2006 nos preços do cimento comercializado no Amazonas e em Roraima, foi estimada a equação:

$$p_{it} = \beta + \alpha d_t + \theta d_s + \eta d_t * d_s + \gamma_1 t_{it} + \gamma_2 x_{1it} + \gamma_3 x_{2it} + u_t$$

Onde p é o preço, d_t é uma dummy para o período no qual a alíquota foi diminuída, d_s é uma dummy para os estados importadores de cimento, t é uma dummy para o ano de 2003, quando vigia alíquota tarifária de 5,5%, x_1 é o número de estados que fornecem cimento para o estado

em tela, x_2 é o nível de emprego na construção civil, u é o componente não observável. O subscrito i indexa o estado, e o t indexa o tempo.

O indicador da medida ($d_{+} * d_{-}$) relaciona-se aos preços antes de sua adoção, e, por isso, foi instrumentalizado com os preços e quantidades importadas no Rio Grande do Sul. A redução tarifária ocorrida em janeiro de 2004 fazia parte do cronograma de diminuição já acordada entre os membros do Mercosul, ou seja, foi exógena, não necessitando de instrumentos. O Acre foi incluído como grupo de controle.

A equação foi estimada por efeitos fixos, e seus resultados são apresentados na tabela 15. Na regressão estimada sem instrumentos, a dummy para a redução da alíquota aparece com valor positivo e significativo. O sinal altera-se quando são utilizados o preço do cimento no Rio Grande do Sul como instrumento, seja isoladamente, seja em conjunto com a quantidade importada naquele estado.

Ao estimarmos as regressões usando os dois instrumentos – preço do cimento no Rio Grande do Sul e quantidade importada –, o teste de Hausman para a sobreidentificação indicou a não validade de pelo menos um dos instrumentos, como pode ser observado na tabela 15. Como as importações provêm de fabricantes diferentes dos que exportam para o Norte, acreditamos que a não validade constatada é relacionada aos preços. Note-se que os coeficientes das dummies relacionadas ao tempo e à interação do segundo estágio das regressões estimadas com esse instrumento são todos significativos e apresentam sinais conforme o esperado.

Na equação estimada com a quantidade importada de cimento no Rio Grande do Sul como instrumento, na qual foram incluídos o número de vendedores e o emprego na construção civil, apesar de o valor da estatística-F do primeiro estágio ser bastante alto, o valor da estatística-t relacionada ao coeficiente das importações foi bastante baixo, o que gerou estimativas para todos os coeficientes do segundo estágio bastante baixas (0,05). Por isso, essa equação não foi reportada na tabela 15. Os coeficientes das outras estimações com o uso desse instrumento também foram não significativos a 5%, indicando um instrumento fraco.

Chama a atenção o resultado de que o coeficiente da dummy relacionada ao período em que a alíquota era de 5,5% (ano de 2003) apresenta, em alguns casos, valor absoluto maior que o da dummy relacionada à diminuição tarifária em 2006 e foi bastante significativa nas estimações,

com exceção de quando se usou a quantidade importada no Rio Grande do Sul como instrumento.

Quando foram estimadas regressões por SUR ou por três estágios, os coeficientes do efeito da diminuição das tarifas em cada estado foram bem diferentes entre si. Testes para a igualdade desses coeficientes apontaram para a não semelhança entre eles. Esse resultado enfraquece a hipótese de que $\alpha_i = \alpha \forall i$.

Tabela 16 - Resultados da Estimação por Efeitos Fixos (coeficientes e estatísticas-t)

$p_{it} = \beta + \alpha d_t + \theta d_s + \eta d_t * d_s + \gamma_1 t_{it} + \gamma_2 x_{1it} + \gamma_3 x_{2it} + u_t$								
Instrumento	B	α	η	γ_1	γ_2	γ_3	Estatística F do 1º estágio	Estatística do Teste de sobreidentificação (Hausman)
-	3,38 (12,92)	-0,08 (-2,36)	0,13 (4,10)	0,20 (12,83)	-0,02 (-2,30)	-0,06 (-1,76)	-	-
-	3,35 (13,01)	-1,22 (-4,50)	0,16 (5,92)	0,21 (12,57)	-	-0,06 (-1,80)	-	-
-	2,88 (302,69)	-0,13 (-4,79)	0,15 (5,48)	0,22 (13,09)	-	-	-	-
Importação RS	-	-	-	-	-	-	110,05	-
Importação RS	-21,64 (-0,91)	-2,14 (-1,04)	0,06 (0,48)	-0,08 (-0,24)	-	3,07 (1,03)	72,70	-
Importação RS	1,69 (1,19)	1,78 (0,85)	0,12 (0,60)	1,34 (1,01)	-	-	16,75	-
Preço no RS	2,82 (4,04)	-0,27 (-3,91)	-0,55 (-4,46)	0,27 (9,45)	0,03 (1,50)	0,13 (1,62)	149,47	-
Preço no RS	3,14 (5,53)	-0,19 (-6,48)	-0,47 (4,91)	0,24 (11,93)	-	0,07 (1,30)	174,44	-
Preço no RS	3,86 (26,81)	-0,17 (-7,51)	-0,6 (-6,72)	0,25 (12,65)	-	-	228,27	-
Importação e Preço no RS	2,30 (4,32)	-0,06 (-1,34)	-0,008 (-1,67)	0,18 (8,30)	-0,03 (-2,01)	0,08 (1,34)	125,25	181,44
Importação e Preço no RS	1,62 (4,09)	-0,13 (-4,76)	-0,07 (-1,27)	0,20 (9,59)	-	0,16 (3,30)	141,59	190,08
Importação e Preço no RS	2,93 (140,60)	-0,06 (-3,78)	-0,01 (-1,98)	0,19 (9,59)	-	-	177,09	10,58

Os resultados obtidos não nos permitem saber qual o impacto da diminuição tarifária ocorrida em 2006 nos preços do cimento em Roraima e no Amazonas. Um dos instrumentos utilizados (preços no Rio Grande do Sul) é, provavelmente, não válido, o outro (quantidade importada no Rio Grande do Sul) é fraco. Além disso, os resultados para o coeficiente associado a essa mudança alteraram-se conforme o instrumento utilizado, o que indica certa instabilidade. Esses resultados demonstram a importância da escolha dos instrumentos a serem utilizados.

Ainda que não se possa indicar qual o impacto da diminuição tarifária de 2006, os resultados relacionados a diminuição tarifária ocorrida em 2004, dentro do cronograma acordado no âmbito do Mercosul, mostram que há impacto nos preços quando as alíquotas diminuem. Para essa mudança, os coeficientes foram sempre positivos e bastante significativos (a dummy relacionada a esse coeficiente associava 1 ao período com maior alíquota).

4.4.2 Duopólio de Cournot

Preliminarmente, observa-se que a média da participação de mercado da firma nacional antes da diminuição da alíquota era 82,29% e o desvio padrão era 15,93%. A média da participação das importações antes da alteração era 17,71% e o desvio padrão era 15,93%. Após a mudança, a média da participação das importações subiu para 18,65% e o desvio padrão diminuiu para 11,07%. Apesar de as mudanças nas participações indicarem ter havido aumento das vendas do produto importado, testes de hipótese não corroboraram essa hipótese. A existência de uma variância para todo o período não foi rejeitada para a participação da firma nacional e da firma importada. Do mesmo modo, a hipótese nula de que as médias dos dois períodos são semelhantes não foi rejeitada nem para o produto nacional, nem para o produto estrangeiro.

É possível que fatores mercadológicos tenham levado à semelhança das médias e variâncias, sendo necessário estimar as equações definidas em seção anterior. Para a firma nacional, foi estimada a equação $q_1 = \alpha + \beta_1 q_2 + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon_1$, onde q_1 é a quantidade vendida pela firma nacional, q_2 é a quantidade vendida pela firma estrangeira, z é o emprego na construção civil, c_1 é o custo marginal, representado pela taxa de câmbio, t é uma dummy para o ano de 2003, quando a alíquota de importação era 5,5%, d é uma dummy para a mudança de alíquota e ε é o componente aleatório da equação. Para as importações, a equação estimada foi $q_2 = \alpha + \beta_1 q_1 + \beta_2 z + \beta_3 c_2 + \beta_4 t + \phi_2 d + \varepsilon_2$. Note-se que, de acordo com o modelo estrutural, α , β_1 , β_2 e β_3 são os mesmos nas duas equações. As equações são estimadas sem a imposição de restrições e com imposição.

Como vimos na especificação dos dados, os valores para as importações referem-se ao produto que entrou no país e era destinado ao Amazonas em determinado mês, mas que não necessariamente foi comercializado. O padrão da quantidade importada observado no gráfico

6 faz supor que a importação em um determinado mês destina-se ao suprimento da demanda não apenas naquele período, mas também no seguinte. Como utilizamos a quantidade importada em um período como Proxy da quantidade importada consumida nesse período, esse padrão poderia prejudicar as estimativas. A fim de verificar se isso ocorreu, também foram estimadas as mesmas equações com os dados agregados bimensalmente. Nesse caso, para dados referentes a preços e custos, foi usada a média do bimestre. Para dados referentes a quantidades, foram usadas as somas das quantidades totais do bimestre.

Dado que as quantidades ofertadas pela firma concorrente são endógenas, é preciso usar um instrumento. Optou-se pela utilização das quantidades comercializadas e importadas de produto nacional e estrangeiro no estado do Rio Grande do Sul. Esse estado foi escolhido porque se localiza também em região de fronteira e também importa cimento. O produto importado, no entanto, provém de origem distinta do destinado ao norte do país.

Parte-se do pressuposto de que as condições macroeconômicas afetam as quantidades importada e a produzida nos diversos estados do país, de modo que há relação entre as quantidades neles comercializadas. Ao mesmo tempo, em cada estado há componentes específicos da demanda, que são independentes entre si, sendo assim possível utilizar a quantidade consumida de produto importado e do nacional em um estado como instrumento das quantidades comercializadas em outro estado. Os resultados da estimação da curva de reação da firma nacional são apresentados na tabela 16 abaixo. Primeiramente, chamam a atenção os resultados do coeficiente da quantidade importada. Além de não serem significativos, três dos coeficientes estimados apresenta sinal contrário ao esperado. Esses resultados podem estar relacionados ao fato, já discutido, de a quantidade do produto importado ser aquela que entrou no país em determinado mês, mas que pode não ter sido comercializada. Podem, diferentemente, indicar que a firma nacional atua como monopolista que enfrenta uma franja competitiva. Essa segunda hipótese é corroborada pelo fato de a quantidade importada também não ser significativa quando a estimação é feita com os dados agregados bimensalmente.

O coeficiente da dummy foi sempre negativo, mas apenas na estimativa com dados mensais resultante da regressão por mínimos quadrados ordinários foi significativo. Importante ressaltar que o instrumento utilizado pode ser considerado fraco tanto quanto se toma em conta a sua significância no primeiro estágio quanto quando se considera a estatística-F desse

estágio. Chama a atenção ainda que o coeficiente da dummy relacionada ao ano de 2003 apresenta sinal distinto conforme a agregação dos dados. Quando os dados são mensais, apresenta sinal negativo, oposto ao que esperávamos e, quando bimensais, apresentam sinal positivo. São, exceto por uma estimativa, sempre pouco significativos.

Tabela 17 - Resultado da Estimação da Equação da Firma Nacional

$q_1 = \alpha + \beta_1 q_2 + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon_1$								
Agregação dos dados	Método	Instrumentos	Coeficientes (valor e estatística-t)					
			A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Mensal	MQO*	-	51,94 (6,00)	0,05 (0,75)	0,0006 (2,29)	-0,20 (-2,77)	-3,26 (-2,06)	-4,22 (-2,47)
Mensal	2 estágios*	Qtdade importada RS	47,60 (3,73)	-0,61 (-0,84)	0,0009 (1,76)	-0,13 (-0,93)	-1,61 (-0,42)	-2,67 (-0,83)
Bimestral	MQO*	-	201,23 (4,05)	0,21 (0,67)	-0,0007 (-0,56)	-1,33 (-2,81)	7,87 (1,17)	-7,05 (-1,52)
Bimestral	2 estágios	Qtdade importada RS	206,36 (4,11)	0,48 (0,56)	-0,0009 (-0,63)	-1,41 (-2,76)	7,21 (1,05)	-7,98 (-1,35)

* Coeficientes robustos (matriz de White)

Os resultados não indicam a existência de impacto da diminuição tarifária na quantidade comercializada pela firma nacional. Como o coeficiente da dummy relacionada à diminuição tarifária, conforme o exposto na metodologia, deveria ser a metade do incremento na quantidade comercializada pela firma estrangeira, sendo ele nulo, há permanência das participações de mercado o que, em um oligopólio de Cournot, significa a estabilidade do poder de mercado da firma.

As equações estimadas para a curva de reação da firma 2 não são conclusivas, já que todos os coeficientes foram insignificantes. As equações das curvas de reações das duas firmas foram estimadas conjuntamente, por meio de um modelo SUR, e testada a interdependência do erro. Como essa interdependência não foi constatada, as estimações apenas da equação da firma 1 são consistentes. Os resultados das estimações referentes à quantidade consumida importada são apresentados na tabela 17, abaixo. Os resultados das estimações por SUR e três estágios são apresentados no anexo 5.

Tabela 18 - Resultados da Estimação da Equação da Firma Estrangeira

$q_i = \alpha + \beta_1 q_{i-1} + \beta_2 z + \beta_3 c_2 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon_i$								
Agregação dos dados	Método	Instrumentos	Coeficientes (valor e estatística-t)					
			A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Mensal	MQO*	-	-16,62 (-0,74)	0,19 (0,73)	0,0003 (0,80)	0,15 (0,95)	3,11 (0,67)	3,14 (0,92)
Mensal	2 estágios*	Qtidade prod nacional RS	-31,82 (-0,66)	0,49 (0,60)	0,0002 (0,26)	0,21 (0,88)	4,04 (0,73)	4,35 (0,90)
Bimestral	MQO*	-	-45,32 (-1,36)	0,13 (0,79)	0,001 (1,58)	0,47 (1,55)	1,30 (0,29)	4,23 (0,80)
Bimestral	2 estágios*	Qtidade prod nacional RS	249,13 (0,19)	-1,36 (-0,21)	0,0002 (0,05)	-1,43 (-0,17)	13,81 (0,23)	-5,24 (-0,13)

*Coeficientes robustos (matriz de White)

Para verificar se o efeito da dummy na curva de reação da firma nacional não era derivado de alguma alteração, ocorrida no mesmo período, na curva de demanda, foi estimada a curva de demanda total por cimento. A curva de demanda estimada foi semelhante à usada para derivar a curva de reação: linear e com o emprego na construção civil como variável exógena. O coeficiente da dummy relacionada à mudança tarifária não foi significativo (estatística-t=-0,10), bem como o da dummy relacionada ao ano 2003 (estatística-t =0,22). O câmbio foi utilizado como instrumento do preço.

Também com o câmbio como instrumento, foi estimada a demanda da firma nacional por meio de efeitos fixos. Compunha o painel, além do Amazonas, Roraima e Acre. Novamente, o coeficiente da dummy relacionada à alteração tarifária não foi significativo (-0,08), diferentemente dos demais coeficientes (com exceção da dummy relacionada ao fim dos direitos antidumping, que também não foi significativa), relacionados ao preço, ao emprego na construção civil e, até, ao ano de 2003 (coeficiente = 5,48 e estatística-t = 2,14).

Com base na estimativa do coeficiente da dummy na equação da firma 1 e na estimativa da elasticidade da demanda, é possível calcular o poder de mercado da firma nacional antes e depois da mudança na alíquota, na hipótese de um duopólio de Cournot. Para o coeficiente da dummy, utilizaremos a estimativa realizada com o uso das quantidades importadas no Rio Grande do Sul como instrumento da quantidade importada comercializada no Amazonas, por conseguinte, apenas calcularemos o poder de mercado, já que não houve mudanças.

A estimativa da demanda total por cimento foi realizada por meio de efeitos fixos, utilizando-se os dados disponíveis para o Amazonas, Roraima e o Acre. Como instrumento foram

utilizados o câmbio, a dummy para mudança de alíquota e uma dummy para a diminuição dos direitos antidumping em Roraima. O coeficiente do preço foi negativo (-1,25) e significativo (-2,76). O cálculo da elasticidade foi feito para o ponto médio dos preços e das quantidades vendidas. Os valores das elasticidades, bem como do poder de mercado são apresentados na tabela 17, abaixo.

Tabela 19 - Poder de Mercado da Firma Nacional

	Elasticidade	Poder de Mercado Antes da Mudança Tarifária	Poder de mercado depois da Mudança Tarifária
Mudança nas quantidades calculadas com base na dummy estimada	1,08	0,74	0,74

Tendo em vista a pouca significância da quantidade ofertada da firma estrangeira na firma nacional, estimou-se a equação sem o uso dessa quantidade como regressor. Essa equação caracteriza uma situação na qual a firma nacional é monopolista, e a estrangeira compõe a franja competitiva. Como as importações ocorrem durante todo o período da amostra, entende-se que a curva de demanda do monopolista não tem descontinuidades, encontrando-se dentro do limite no qual há importação, mas elas não são suficientes para abranger todo o mercado. Na figura 7, esse trecho da curva começa quando a curva de demanda do monopolista (linha em negrito) deixa de se sobrepor a do mercado.

Os resultados dessa estimação são apresentados na tabela 19 abaixo. Diferentemente das estimações anteriores, o coeficiente da dummy relacionada à diminuição tarifária, com os dados agregados mensalmente, é significativo. A singularidade desse resultado em face dos outros, não permite que se conclua pelo efeito da diminuição tarifária no poder de mercado da firma nacional. Note-se que, como afirmado anteriormente, a ausência de efeitos no Amazonas da diminuição tarifária pode estar relacionada ao fato de os principais ofertantes estrangeiros do produto para aquele estado já serem beneficiados anteriormente por acordos que reduziam as alíquotas.

Tabela 20 - Resultados das Estimações para a Firma Nacional (monopolista com franja competitiva)

$q_1 = \alpha + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon_1$						
Agregação dos Dados	Método	Coeficientes (valor e estatística-t)				
		A	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Mensal	MQO*	51,63 (6,17)	0,0007 (2,43)	-0,19 (-2,78)	-3,14 (-2,01)	-4,11 (-2,41)
Bimestral	MQO*	197,27 (3,94)	-0,0005 (-0,42)	-1,27 (-2,78)	8,38 (1,17)	-6,35 (-1,74)

4.5 Conclusão

Os resultados apontam para a estabilidade do poder de mercado da firma nacional após a redução das alíquotas em 2006. O processo de interação da firma nacional com a estrangeira em Roraima e no Amazonas apresenta uma dinâmica distinta do restante do país, onde as importações representam apenas uma ameaça (Salvo (2007a)). A medida no norte pode ter sido pouco efetiva porque a maior parte do cimento importado provém de países com preferências tarifárias anteriores à redução de imposto e o custo do produto importado de outros países continua muito alto relativamente aos preços nacionais, apesar da desoneração das importações. Note-se que, conforme as estimações empreendidas neste capítulo, os preços mantiveram-se estáveis ainda que as importações tenham apresentado crescimento desde 2006, como mostrado na tabela 13. Ressalte-se, ainda, que os resultados encontrados para 2003, quando vigia alíquota de 5,5% não podem ser identificados, já que, quando estimada a demanda, o coeficiente da dummy para esse período também é significativo.

Como mencionado anteriormente, é possível que o modelo de Cournot não represente a dinâmica do mercado. A pouca significância do coeficiente relacionado à quantidade importada reforça essa possibilidade. Se o mercado for melhor caracterizado como um monopólio com franja competitiva, os resultados indicam que houve redução do poder de mercado da firma brasileira. Se o equilíbrio de mercado for colusivo, os resultados obtidos não nos permitem concluir qual o impacto da diminuição tarifária.

CONCLUSÃO

Os trabalhos sobre a indústria cimenteira brasileira, anteriormente citados, concluíram pela existência de poder de mercado dos produtores nacionais, seja em uma estrutura competitiva semelhante a um Cournot (Resende e Zeidan (2009)), seja em um equilíbrio mais colusivo. (Salvo (2007)). Essa tese analisou diferentes fatores que podem afetar a capacidade de precificação e, portanto, o poder de mercado das firmas cimenteiras nacionais. Os diferentes aspectos analisados – custos de transação inter-estaduais e arbitragem, estrutura do setor de varejo e dinâmica das importações - também apontam para a existência de poder de mercado dos produtores nacionais. As probabilidades de arbitragem entre estados são muito baixas, o que reduz a competição entre produtores localizados em estados diferentes. Os custos de transação estão relacionados a essas baixas probabilidades, mas parecem não ser o único fator causal. Pesquisas para identificar quais outros fatores diminuem a probabilidade de arbitragem seriam interessantes. Nesse sentido, a conclusão do trabalho de Salvo (2010) de que conluios nessa indústria no país provocam a existência de fluxos comerciais de cimento entre estados menores do que seria o esperado em Cournot pode indicar um caminho para a pesquisa relacionada aos fatores causais da baixa probabilidade de arbitragem.

Duas considerações sobre o capítulo três devem ser feitas. A primeira é referente à metodologia usada. O grande número de trabalhos que mostram a diferença de impacto nos preços relacionada aos diversos tipos de impostos permite estimar a estrutura competitiva em um setor. De um modo simples, mas consistente, estimamos a estrutura competitiva no varejo da construção civil em São Paulo apenas com base na forma de cobrança de um imposto. A segunda questão relaciona-se aos resultados obtidos no capítulo. Embora a estimação se refira apenas ao estado de São Paulo, a suposição de que a estrutura do varejo em todo o país é competitiva torna-se mais robusta tendo-se em vista os resultados encontrados. A estrutura competitiva do varejo é relevante não apenas porque permite o uso dos preços ao consumidor final para identificação da estrutura competitiva na produção, mas também porque aponta para a possibilidade dos produtores oligopolizados de determinarem preços que otimizam seus lucros sem precisarem se preocupar com o impacto de suas decisões sobre os varejistas.

Também relacionado à competição imposta por produtores localizados em diferentes regiões geográficas, o resultado do quarto capítulo aponta para a possibilidade de a diminuição da alíquota tarifária não ter diminuído o poder de mercado do produtor localizado no Amazonas. Esse resultado, à primeira vista, parece ser contraditório com a literatura sobre abertura comercial e também com a de organização industrial. Pode ser explicado, contudo, considerando-se que os principais ofertantes internacionais para a região (Venezuela e Cuba) já eram beneficiados por acordos que reduziam os impostos a serem pagos. A dinâmica competitiva nesses estados mostra-se, assim, diferente da dinâmica nos outros estados brasileiros, apresentada por Salvo (2007). As importações não são uma ameaça, mas de fato ocorrem e apenas quando as reduções tarifárias diminuem os custos dos ofertantes internacionais, há diminuição dos preços e do poder de mercado. O aumento das importações no Amazonas, ocorrido a partir de 2006, de acordo com os resultados do capítulo 4, não se relaciona com a diminuição tarifária. Esta, conforme esses resultados, não teve impacto nos preços do produto no mercado nacional, tampouco no poder de mercado da firma nacional localizada no Amazonas. Não se pode, contudo, estender as conclusões referentes a esses dois estados para o restante do país.

Tem-se, portanto, que a indústria nacional cimenteira é favorecida, em termos da possibilidade de exercício de poder de mercado, por outros aspectos além daqueles que tradicionalmente explicam o poder dos produtores nessa indústria – necessidade de investimentos, economias de escala e dificuldade de transporte. Os baixos custos da matéria-prima parecem favorecer os produtores nacionais em relação a seus competidores externos, e a estrutura do varejo não dificulta a resolução do problema de maximização dos produtores nacionais. Quanto aos custos de transporte e às probabilidades de arbitragem, o interessante é notar que os primeiros não explicam totalmente porque as probabilidades de arbitragem interestatal são tão baixas.

Muitas questões relevantes sobre a competição nessa indústria no país permanecem abertas. No que tange à competição espacial, mais trabalhos são necessários para analisar como interagem as firmas localizadas em locais distintos, principalmente como funciona a dinâmica comercial quando se considera que os produtores costumam ter fábricas em diversos estados e não apenas em um. A integração vertical do cimento, não com o varejo de construção civil, mas com outros produtos para os quais ele é matéria-prima, por sua vez, é um tema constante na prática antitruste brasileira, mas sobre o qual ainda há poucos estudos e que deveria ser

melhor estudado. Em relação às importações, a dinâmica da forma como elas afetam e são afetadas pela indústria local foi estudada por Salvo (2007) para todo o país exceto o norte. Ao empreendermos a tarefa de estudar as importações para essa região, encontramos resultados peculiares, que nos mostram também ser necessário empreender novos estudos para compreender completamente qual a dinâmica das importações no Norte. Essa compreensão poderia contribuir para a elaboração de políticas públicas relacionadas à imposição de impostos de importação e à organização industrial.

Bibliografia

ABADIE Alberto e IMBENS, Guido. Simple and bias-corrected matching estimators for average treatment effects.

ABIRU, Masahiro, NAHATA, Babu, SUBHASHIS, Raychaudhuri, WATERSON, Michael. Equilibrium structures in vertical oligopoly. *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 37, 1998.

AIGNER, D., LOVELL, K. e SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production models. *Journal of Econometrics*, vol. 6, 1977.

ALLEN, Bruce. Vertical foreclosure in the cement industry. *Journal of Law and Economics*, vol. 14, no.1, 1971.

ALLEN, Bruce. Vertical foreclosure in the cement industry: reply. *Journal of Law and Economics*, vol. 15, no.2, 1972. ANDERSON, Simon, KREIDER, Brent e PALMA, André. The efficiency of indirect taxes under imperfect competition. Fevereiro de 2000.

ANDERSON, Simon, KREIDER, Brent e PALMA, André. Tax incidence in differentiated product oligopoly. Fevereiro de 2000.

ANGRIST, Joshua e KRUEGER, Alan. Instrumental variables and the search for identification: from supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 4, 2001.

ANGRIST, Joshua e PISCHKE, Jörn-Steffen. **Mostly Harmless Econometrics – an empiricist’s companion**. Princeton University Press, 2008.

ASHENFELTER, Orley e SULLIVAN, Daniel. Nonparametric tests of market structure: an application to the cigarette industry. *The Journal of Industrial Economics*, vol. 35, n° 4, 1987.

BARZEL, Yoram. An alternative approach to the analysis of taxation. *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 6, 1976.

BERK, Jillian. Essays on work and education: behind bars and in the free world. Tese de Doutorado apresentada na Brown University, maio de 2008.

BESLEY, Timothy e CASE, Anne. Estimating the incidence of endogenous policies. *The Economic Journal*, vol. 110, n° 467, nov. 2000.

BLUNDELL, Richard e COSTA DIAS, Monica. Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. Working Paper CWP 26/08, The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, 2008.

BUGAMELLI, Mateo, FABIANI, Silvia e SETTE, Enrico. The pro-competitive effect of imports from China: an analysis of firm-level price data. Working paper 737, Banca D’Italia, 2010.

BRASIL. CÂMARA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Resolução nº 18 de 25 de julho de 2006.

BRASIL. CÂMARA DE COMÉRCIO EXTERIOR. Resolução nº 36 de 22 de novembro de 2006.

CANJELS, Eugene, CANJELS, GauriPrakash e TAYLOR, Alan. Measuring market integration: Foreign exchange arbitrage and the gold standard, 1879-1913. Working paper, 10583, National Bureau of Economic Research.

COLEMAN, Andrew. The pitfalls of estimating transactions costs from price data: evidence from trans-atlantic gold-point arbitrage, 1886-1905. DP2007/07, Reserve Bank of New Zealand, 2007.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 60, de 28.04.2008. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 29/04/2008.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 109, de 29.08.2008. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 30/08/2008.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 114, de 01.09.2008. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 02/09/2008.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 140, de 04.11.2008. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 02/09/2008.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 147, de 26.11.2008. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 27/11/2008.

SÃO PAULO. COORDENAÇÃO DE ADMINISTRAÇÃO TRIBUTÁRIA – CAT. Portaria 16, de 23.01.2009. Publicada no Diário oficial do Estado de São Paulo de 24/01/2009.

DEATON, Angus e NG, Serena. Parametric and nonparametric approaches to price and tax reform. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, nº 443, 1998.

DEATON, Angus. Instruments, randomization, and learning about development. *Journal of Economic Literature*, vol. 48, 2010.

DELIPALLA, Sophia e O'Donnell, Owen. The comparison between ad valorem and specific taxation under imperfect competition: evidence from the European cigarette industry. Fevereiro de 1998.

DELIPALLA, Sophia e O'Donnell, Owen. Estimating tax incidence, market power and market conduct: the European cigarette industry. *International Journal of Industrial Organization*, 19, 2001.

DENICOLÒ, Vincenzo e MATTEUZZI, Massimo. Specific and ad valorem taxation in asymmetric cournot oligopolies. *International Tax and Public Finance*, vol 7, 2000.

DICKEY, David e FULLER, Wayne. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, vol.49, n° 4, 1981.

ENGEL, Charles e ROGERS, John. How wide is the border? *The American Economic Review*, vol. 86, n° 5, 1996.

GOLAN, Amos; KARP, Larry e Perloff, Jeffrey. **Estimating Market Power and Strategies**. Cambridge University Press, 2007.

GRANT, Hugh e THILLE, Henry. Tariffs, strategy, and structure: competition and collusion in the Ontario petroleum industry, 1870-1880. *The Journal of Economic History*, vol. 61, n°. 2, 2001.

GREENE, William. **Econometric Analysis**. Prentice Hall, 5ª edição, 2002.

GREENHUT, M. e OHTA, H. Vertical integration of successive oligopolies. *American Economic Review*, vol. 69, 1979.

JOHNSON, Terry. Additional evidence on the effects of alternative taxes on cigarette prices. *The Journal of Political Economy*, vol. 86, n° 2, 1978.

HARISSON, Productivity, imperfect competition, and trade liberalization in Côte D'Ivoire. Working paper 451, Country Economics Department, World Bank, 1990.

HORTACSU, Ali e SYVERSON. Cementing relationships: vertical integration, foreclosure, productivity and prices. NBER, working paper 12894, 2007.

JOHNSON, Ronald e PARKMAN, Allen. Spatial monopoly, non-zero profits and entry deterrence: the case of cement. *The Review of Economics and Statistics*, vol.65, no3, 1983.

JOHNSON, Ronald e PARKMAN, Allen. Spatial competition and vertical integration: cement and concrete revisited.: comment. *The American Economic Review*, vol. 77, no.4, 1987.

KARP, Larry e PERLOFF, Jeffrey. Estimating market structure and tax incidence: the Japanese television market. *The Journal of Industrial Economics*, vol. 37, n° 3, 1989.

KAY, J.A e KEEN, M.J. How should commodities be taxed? Market structure, product heterogeneity and the optimal structure of commodity taxes. *European Economic Review*, vol 23, 1983.

KEEN, Michael. The balance between specific and ad valorem taxation. *Fiscal Studies*, vol. 19, 1988.

KIEFER, Nicholas. A note on switching regressions and logistic discrimination. *Econometrica*, vol. 48, n° 4, 1980.

KLEIT, Andrew. Did Open Access Integrate Natural Gas Markets? An Arbitrage Cost Approach. *Journal of Regulatory Economics*, 14, 1998.

KLEIT, Andrew. Are regional oil markets growing closer together?: An arbitrage cost approach. Fevereiro, 2001.

KLEIT, Andrew e PALSSON, Halldor. Is there anti-competitive behavior in the central Canadian industry? Testing arbitrage cost hypotheses. The Canadian Journal of Economics, vol. 29, nº 2, 1996.

KLEIT, Andrew e REITZES, James. The Effectiveness of FERC's Transmission Policy: Is Transmission Used Efficiently and When Is It Scarce?, 2007.

LEE, Myoung-jae. **Micro-econometrics for policy, program and treatment effects**. Oxford University Press, 2005.

LEVINSOHN, James. Testing the imports-as-market-discipline hypothesis. NBER, working paper 3657, 1991.

LOVE, Alan e MURNININGTYAS, Endah. Measuring the degree of market power exerted by government trade agencies. American Journal of Agricultural Economics, vol 74, nº 3, 1992.

McBRIDE, Marc. Spatial competition and vertical integration: cement and concret revisited. American Economic Review, vol.73, no 5, 1983.

McBRIDE, Marc. Spatial competition and vertical integration: cement and concret revisited: reply. American Economic Review, vol.77, no 4, 1987. MEEHAN, James Jr. Vertical foreclosure in the cement industry: reply. Journal of Law and Economics, vol. 15, no.2, 1972.

MELITZ, Marc. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. Econometrica, vol. 71, nº 6, 2003.

MELITZ, Marc e OTTAVIANO, Gianmarco. Market size, trade, and productivity. NBER, working paper 11393, 2005.

MEYER, Bruce. Natural and quasi-experiments in Economics. Journal of Business & Economic Statistics, vol. 13, nº 2, 1995.

MILLER, Nathan e OSBORNE, Matthew. Competition among spatially differentiated firms: an empirical model with an application to Cement. Economic Analysis Group Discussion Paper, março, 2010.

BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, DA INDÚSTRIA E DO COMÉRCIO. Portaria interministerial, nº 46 de 12/07/2000. Publicada no Diário oficial da União em 27/07/2000.

MARSHALL, Alfred. **Principles of Economics**. Cosimo Classics, 8ª ed.

MULLAHY, John. Interaction effects and difference-in-difference estimation in loglinear models. Technical Paper nº 245, NBER, 1999.

NICOLS. The cement case. The American Economic Review, vol.39, no.3, 1949.

NISHIJIMA, Marislei. Os preços dos medicamentos de referência após a entrada dos medicamentos genéricos no mercado farmacêutico brasileiro. *Revista Brasileira de Economica*, vol. 62,nº2, 2008.

OBSTFELD, Maurice e TAYLOR, Alan. Nonlinear Aspects of The Goods-Market Arbitrage an Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. Working paper, 6053, National Bureau of Economic Research, junho, 1997.

O RÖLLER, Lars-Hendrik e FRODE, Steen. On the workings of a cartel: evidence from the Norwegian cement industry. *The American Economic Review*, vol. 96, no.1, 2006.

PRADHAN, Gopinath. Concentration in cement industry under “new police regime”. *Economic and political weekly*, vol. 27, no 9.

PRAKASH, Gauri e TAYLOR, Alan. Measuring Market Integration: A Model of Arbitrage with an Econometric Application to the Gold Standard, 1879-1913. Working paper, 6073, National Bureau of Economic Research, junho, 1997.

RESENDE, M e ZEIDAN, R. Avaliação quantitativa de poder de mercado: uma aplicação ao mercado de cimento. In: Secretaria de Acompanhamento Econômico (org.). Prêmio SEAE de monografias em defesa da concorrência e regulação econômica: 2006. Brasília: SEAE, 2009.

RESENDE, M e ZEIDAN, R. Colusão ótima com monitoramento imperfeito: teste do modelo de Abreu-Pearce-Stachetti para os mercados brasileiros regionais de cimento. *Economia Aplicada*, vol. 14, no.1, 2010.

ROSS, Thomas. Movements towards free trade and domestic market performance with imperfect competition. *The Canadian Journal of Economics*, vol. 21, nº. 3, 1988.

SALVO, Alberto. Inferring conduct under the threat of entry: The case of Brazilian cement industry. Northwestern University, 2007.

SALVO, Alberto. Inferring conduct under the threat of entry: The case of Brazilian cement industry – Supplementary section: industry, data and robustness. Fevereiro, 2007.

SALVO, Alberto. Trade flows in a spatial oligopoly: gravity fits well, but what does it explain? *Canadian Journal of Economics*, vol. 43, nº 1, 2010.

SEADE, J. Profitable cost increases and the shifting of taxation: equilibrium responses of markets in oligopoly. *Warwick Economic Research Papers*, nº 260, 1985.

BRASIL. MINISTÉRIO DA FAZENDA. SEAE. Parecer no 06255/2002/RJ referente ao ato de concentração 08012.003325/2002-97, 20 de dezembro de 2002.

BRASIL. MINISTÉRIO DA FAZENDA. SEAE. Parecer no 06158/2009/RJ referente ao ato de concentração 08012.006199/2008-18, 01 de abril de 2009.

BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO. SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – SECEX. Circular nº 47, de 25 de julho de 2005. Publicada no Diário oficial da União de 27/07/2005.

SHERWIN, Robert e STIGLER, George. The extent of the market. *Journal of Law and Economics*, vol. 28, nº 3, 1985.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO CIMENTO – SNIC. Relatório Anual 2004.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO CIMENTO – SNIC. Relatório Anual 2005.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO CIMENTO – SNIC. Relatório Anual 2006.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO CIMENTO – SNIC. Relatório Anual 2007.

SINDICATO NACIONAL DA INDÚSTRIA DO CIMENTO – SNIC. Relatório Anual 2008.

SPILLER, Pablo e HUANG, Cliff. On the extent of the market: wholesale gasoline in the Northeastern United States. *The Journal of Industrial Economics*, vol 35, nº. 2, 1986.

SPILLER, Pablo e WOOD, Robert. Arbitrage during the Dollar-Sterling Gold Standard, 1899-1908: An Econometric Approach. *The Journal of Political Economy*, vol. 96, nº 4, 1988.

SPILLER, Pablo e WOOD, Robert. The estimation of transaction costs in arbitrage models. *Journal of Econometrics*, vol.39, 1988.

SULLIVAN, Daniel. Testing hypotheses about firm behavior in the cigarette industry. *The Journal of Political Economy*, vol. 93, nº 3, 1985.

SUMNER, Daniel. Measurement of monopoly behavior: an application to the cigarette industry. *The Journal of Political Economy*, vol. 89, nº 5, 1981.

SUMNER, Daniel e WARD, Robert. Tax changes and cigarette prices. *The Journal of Political Economy*, vol. 89, nº 6, 1981.

SUSLOW, Valerie. Estimating monopoly behavior with competitive recycling: an application to Alcoa. Working paper nº 459, Division of Research, Graduate School of Business Administration, The University of Michigan.

TAMER, Kulaksizoglu. Measuring the effectiveness of competition police: evidence from Turkish cement industry. Munich Personal RePec archive, julho, 2004.

TIROLE, Jean. **The theory of Industrial Organization**. The MIT Press, 1988.

TYBOUT, James. Plant and firm-level evidence on “new” trade theories. NBER, working paper 8418, 2001.

TSAY, R. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1989.

VINER, Jacob. Objective tests of competitive price applied to the cement industry. *Journal of political economy*, vol. 33, no.1, 1925.

WEINSTEIN, M.A. Query 2: The sum of values from a normal and a truncated normal distribution. *Technometrics*, vol. 6,n^o 1, 1964.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**.The MIT Press, 2002.

Anexo 1 – Gráficos de Preços Deflacionados de Cimento

Fonte: IBGE

Figura 12 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Sudeste

Figura 13- Preço Deflacionado (INCC-FGV) – Nordeste

Figura 14 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Nordeste

Figura 15 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Nordeste

Figura 16 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Norte

Figura 17 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Centro Oeste

Figura 19 - Preço Deflacionado (INCC-FGV) do Cimento (R\$) – Sul

Anexo 2 – Resultados das Estimações do Custo de Transação e da Probabilidade de Arbitragem, conforme o modelo de Spiller e Wood (1988b)

Sudeste											
	Lambda1	T2*	σ_2	T2k	lambda2	T1*	σ_1	T1k	lambda3	σ	α
SP-MG	1	0,000	2,253	0	0	0	2,086	0	0	0,679	2,694
RJ-MG	0	7,434	0,252	0,003	0	0	3,81	0	1	3,03	1,621
ES-MG	0	0,000	0,0001	0	0,59	0	0,885	0	0,41	1,459	2,285
RJ-SP	0	0,000	0,787	0	0,76	0	1	0	0,34	2,078	1,188
RJ-ES	1	1,33	0,0001	1,167	0	0	1,023	0	0	1	3,498
SP-ES	0,63	0,000	1,666	0	0	0	0,0001	0	0,37	1,712	0,577

Legenda:

Lambda1 – probabilidade de arbitragem do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2* - média do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

σ_2 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

Lambda2 – probabilidade de arbitragem do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1* - média do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

σ_1 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

α – média da diferença de preços em autarquia entre os dois estados;

σ – desvio-padrão da diferença dos preços em autarquia entre os dois estados.

Nordeste											
	Lambda1	T2*	σ_2	T2k	lambda2	T1*	σ_1	T1k	lambda3	σ	α
MA_PI	0	0	0,0001	0	0	26,3129	0,001	26,2942	1	1,7429	-0,5188
MA_CE	0,4808	0	3,23	0	0,0402	0	0,0001	0	0,479	0,6904	1,4346
MA_RN	0,3185	0	0,0001	0	0	0	5,3788	0	0,6815	2,788	1,1516
MA_PB	0,413	0	3,9087	0	0	103,6736	0,0001	0	0,587	1,2068	2,7095
MA_PE	0,0257	0	4,4816	0	0	0	0,0001	0	0,9743	3,1629	0,292
MA_AL	0,3252	0	0,0001	0	0	255,9545	0,0001	255,948	0,6748	2,9061	2,1108
MA_SE	0,3436	0	0,0001	0	0	0	4,1424	0	0,6564	2,8111	2,7171
MA_BA	0,3808	1	0,0001	0	0	0	3,014	0	0,6192	2,5437	1,5247
PI_CE	0,5603	0	0,0001	0	0	58,6275	0,0093	58,4677	0,4397	1,6287	1,4837
PI_RN	0,3935	0	2,9325	0	0	6,3395	0,0001	6,3395	0,6065	1,2115	1,9615
PI_PB	0,4272	0	0,0001	0	0	0,2164	1,185	0	0,5728	2,2492	2,4787
PI_PE	0	0	0,0001	0	0	0	2,464	0	1	0,0001	26,2524
PI_AL	0,424	0	0,0001	0	0	1,8948	26	1,863	0,576	2,2791	2,639
PI_SE	0,458	0	0,0001	0	0	586,692	0,0119	586,692	0,542	2,1529	3,3405
PI_BA	0,4776	0	0,0001	0	0	0	1,6323	0	0,5224	1,9788	2,051
CE_RN	0,4316	0	0,0001	0	0,0041	2,1794	0,0109	2,075	0,5643	0,2216	1,6532
CE_PB	1	0	0,0001	0	0	2,8472	1,8711	2,8472	0	0,5979	1,4282
CE_PE	0,01	0	0,0001	0	0	5,4195	0,7012	5,4195	0,99	1,3509	-0,3639
CE_AL	0	0	1,8376	0	0	0	0,0001	0	1	0,4824	-3,55
CE_SE	0	0	1,9317	0	0	0	0,0001	0	1	2,7737	0,2254
CE_BA	0	0	1,8237	0	0	0	0,0001	0	1	0,0001	-2,578
RN_PB	0	0	0,7886	0	0	0	1,8721	0	1	0,204	1,894
RN_PE	0,013	0	1,2607	0	0	2,031	0,062	2,031	0,987	1,4187	-0,921
RN_AL	0,6712	0	0,0001	0	0	596,1665	1,0512	595,6968	0,3288	1,2843	0,9625
RN_SE	0	0	2,0013	0	0	0	2,0015	0	1	0,2774	-16,548
RN_BA	0	0	1,2461	0	0	4,1824	0,0001	4,1824	1	0,0001	-44,0387
PB_PE	0	0	0,0001	0	0,1984	1,64	1,3797	1,64	0,8016	36718	-3894,2
PB_AL	0,2969	0	0,0001	0	0	3,4128	0,0001	3,408	0,7031	0,9904	0,2135
PB_SE	0,8819	0	1,3681	0	0,0239	0	0,0001	0	0,0942	0,8322	1,8713
PB_BA	0	0	0,0001	0	0	3,4128	0,0001	3,408	1	1,4733	-0,3212
PE_AL	0	0	0,0001	0	0	0	2,6085	0	1	0,56	87,2538
PE_SE	0	0	3,4375	0	0	6,6202	0,0001	6,6201	1	0,0001	5,9518
PE_BA	0	0	2,0457	0	0	0	0,0001	0	1	0,0001	19,6039
AL_SE	0,01	0	0,0001	0	0,69	7,002	0,0001	7,001	0,3	0,987	0,86
AL_BA	0,12	9	5,941	0	0,69	0,113	0	0,113	0,19	-0,552	1,093
SE_BA	0	10,4467	0,004	10,4467	0,1484	1,1053	1,3368	1,1053	0,8516	419290	-322300

Legenda:

Lambda1 – probabilidade de arbitragem do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2* - média do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

σ_2 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

Lambda2 – probabilidade de arbitragem do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1* - média do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

σ_1 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

α – média da diferença de preços em autarquia entre os dois estados;

σ – desvio-padrão da diferença dos preços em autarquia entre os dois estados;

Itens grifados em amarelo e em cinza – não foi possível estimar os valores até que os lambdas estimados convergissem com os calculados.

Norte											
	Lambda1	T2*	σ_2	T2k	lambda2	T1*	σ_1	T1k	lambda3	σ	α
RO-AM	0,4307	0	2,8819	0	0	4	1	2	0,5693	1,9549	4,3136
RO-PA	0,3342	0	2,1723	0	0	0	5,5939	0	0,6658	2,684	3,9468
AC-AM	0,3097	0	4,9442	0	0	0	7,0554	0	0,6903	2,811	7,647
AC-PA	0	13,1317	1,0675	1,5019	0	0	4,7268	0	1	3,32	6,4965
AM-PA	0,067	0	2,1073	0	0	1,659	1,4282	1,659	0,933	2,1018	0,0684
RR-AM	0,4192	0	3,4079	0	0	0	3,3597	0	0,5808	2,3065	7,5676
RR-PA	0,1445	0	2,8037	0	0	2,075	1,6859	2,075	0,8555	5,7284	5,1607
AP-AM	0,1554	0	2,9499	0	0	2,3756	0,0582	2,3756	0,8446	1,2062	0,5494
AP-PA	0,1244	0	2,0516	0	0	1,8329	0,8534	1,8329	0,8756	2,076	0,5523
TO-AM	0	0	2,6609	0	0,3489	0,4004	2,4985	0,4004	0,6511	2,031	-3,2564
TO-PA	0	0	0,0001	0	1	1,7177	2,2079	1,7177	0	0,7749	-4,9979

Legenda:

Lambda1 – probabilidade de arbitragem do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2* - média do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

σ_2 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

Lambda2 – probabilidade de arbitragem do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1* - média do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

σ_1 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

α – média da diferença de preços em autarquia entre os dois estados;

σ – desvio-padrão da diferença dos preços em autarquia entre os dois estados;

Itens grifados em amarelo e em cinza – não foi possível estimar os valores até que os lambdas estimados convergissem com os calculados.

Centro-Oeste											
	Lambda1	T2*	σ_2	T2k	lambda2	T1*	σ_1	T1k	lambda3	σ	α
MS-MT	1	0	1,1092	0	0	0	0,0001	0	0	0,7079	2,7814
MS-GO	0	7,6235	0,4598	0,0388	0	177,1019	0,0038	177,1019	1	2,2513	2,1735
MS-DF	0	0	0,0001	0	0	0	3,5122	0	1	0,0001	1749,5
MT-GO	0,6015	0	0,0001	0	0	1,00E+16	1,41E+11	9,99E+15	0,3985	1,497	1,3161
MT-DF	0,5379	0	0,0001	0	0	0,0225	0,8	0,0225	0,4621	1,6949	1,5025
GO-DF	1	0	0,0001	0	0	0,1715	0,7545	0,1715	0	0,5371	0,9332

Legenda:

Lambda1 – probabilidade de arbitragem do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2* - média do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

σ_2 – desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2K – limite inferior do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

Lambda2 – probabilidade de arbitragem do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1* - média do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

σ_1 - desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1K - limite inferior do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

α - média da diferença de preços em autarquia entre os dois estados;

σ - desvio-padrão da diferença dos preços em autarquia entre os dois estados;

Itens grifados em amarelo e em cinza - não foi possível estimar os valores até que os lambdas estimados convergissem com os calculados.

Sul											
	Lambda1	T2*	σ_2	T2k	lambda2	T1*	σ_1	T1k	lambda3	σ	α
PR_SC	0	0	1,8788	0	0,0091	61,9106	128,5559	61,843	0,9909	0,8043	-1,6806
PR_RS	0,2468	0	0,0001	0	0	40,689	63,7756	40,6353	0,7532	1,2241	-1,479
SC_RS	0,1407	0	0,0001	0	0,8593	0,2471	0,0054	0,2471	0	0,8286	0,8814

Legenda:

Lambda1 - probabilidade de arbitragem do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2* - média do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

σ_2 - desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

T2K - limite inferior do custo de transação do envio de cimento do segundo estado relacionado para o primeiro estado relacionado;

Lambda2 - probabilidade de arbitragem do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1* - média do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

σ_1 - desvio-padrão do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

T1K - limite inferior do custo de transação do envio de cimento do primeiro estado relacionado para o segundo estado relacionado;

α - média da diferença de preços em autarquia entre os dois estados;

σ - desvio-padrão da diferença dos preços em autarquia entre os dois estados;

Itens grifados em amarelo e em cinza - não foi possível estimar os valores até que os lambdas estimados convergissem com os calculados.

Anexo 3 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária – cap.3

Método de escolha do número de Defasagens: Critério de Schwartz, começando com 12 defasagens.

Série de Preço do Cimento em São Paulo - sem tendência e sem constante, não tem raiz unitária.

Série de Preços da Argamassa:

ES – com constante e com tendência, probabilidade de ter raiz unitária é 0,1051;

MG – sem constante e sem tendência, tem raiz unitária;

Rio – com constante e tendência – tem raiz unitária;

SP – sem constante e sem tendência – tem raiz unitária.

Anexo 4 - Estimação do efeito da substituição tarifária usando cada estado do sudeste como controle

Método	Controle	η
MQO	Minas Gerais	-0,41 (-2,07)
Efeitos Fixos	Minas Gerais	-1,47 (-9,15)
Arellano-Bond	Minas Gerais	-0,40 (-2,04)
Primeiras Diferenças	Minas Gerais	0,52 (1,14)
MQO	Espírito Santo	-0,61 (-2,53)
Efeitos Fixos	Espírito Santo	-2,44 (-10,10)
Arellano-Bond	Espírito Santo	-0,11 (-0,46)
Primeiras Diferenças	Espírito Santo	-0,14 (-0,57)
MQO	Rio de Janeiro	-0,28 (-1,72)
Efeitos Fixos	Rio de Janeiro	-0,85 (-5,23)
Arellano-Bond	Rio de Janeiro	-0,31 (-1,45)
Primeiras Diferenças	Rio de Janeiro	0,36 (1,02)

Em parênteses: t-student

Anexo 5 - Estimação dos efeitos em preços por SUR e 3 estágios (cap.4)

Equação estimada: $p_{it} = \beta + \alpha d_{it} + \gamma_1 x_{1it} + \gamma_2 x_{2it} + \delta t + u_{it}$					
Método de Estimação: SUR					
1º Sistema Estimado					
	β	α	γ_1	γ_2	Δ
Acre	6,11 (7,37)	0,28 (2,08)	-0,19 (-5,70)	-0,33 (-3,06)	0,0001 (0,08)
Amazonas	-0,70 (-1,80)	0,15 (6,20)	-	0,39 (9,15)	-0,009 (-12,16)
Roraima	3,75 (9,29)	0,05 (3,05)	-	-0,09 (-1,53)	-0,002 (-3,28)
2º Sistema Estimado					
Acre	5,43 (7,56)	-0,15 (-4,19)	-	-0,30 (-3,33)	-
Amazonas	3,15 (8,66)	0,005 (0,19)	-	-0,4 (-1,06)	-
Roraima	4,47 (24,55)	0,004 (0,24)	-	-0,19 (-7,76)	-
3º Sistema Estimado					
Acre	3,04 (126,62)	-0,20 (-5,83)	-	-	-
Amazonas	2,77 (181,24)	-0,14 (-0,62)	-	-	-
Roraima	3,06 333,25	-0,09 (-6,73)	-	-	-
Método de Estimação: 3 estágios, com importações no RS como instrumento					
1º Sistema Estimado					
	β	α	γ_1	γ_2	Δ
Acre	6,07 (6,27)	0,49 (4,37)	-0,25 (-5,32)	-0,30 (-2,42)	-0,0009 (-0,58)
Amazonas	-0,77 (-1,92)	0,20 (6,96)	-	0,40 (9,10)	-0,01 (-12,47)
Roraima	3,61 (8,62)	0,07 (3,49)	-	-0,07 (-1,18)	-0,003 (-3,91)
2º Sistema Estimado					
Acre	3,96 (5,11)	-0,21 (-5,30)	-	-0,12 (-1,17)	-
Amazonas	4,26 (9,54)	0,07 (2,01)	-	-0,16 (-3,35)	-
Roraima	4,92 (18,7)	0,4 (1,71)	-	-0,26 (-7,07)	-
3º Sistema Estimado					
Acre	3,07 (116,14)	-0,27 (-6,55)	-	-	-

Amazonas	2,77 (168,61)	-0,02 (-0,72)	-	-	-
Roraima	3,07 (301,58)	-0,12 (-7,49)	-	-	-

Método de Estimação: 3 estágios, com preços no RS como instrumento					
1º Sistema Estimado					
	β	α	γ_1	γ_2	Δ
Acre	82,96 (3,82)	12,52 (4,70)	-5,82 (-5,24)	-5,79 (-2,10)	-0,04 (-1,09)
Amazonas	-42,61 (-6,11)	3,43 (6,64)	-	6,70 (8,68)	-0,18 (-12,07)
Roraima	30,11 (3,51)	1,64 (3,67)	-	-1 (-0,82)	-0,08 (-4,31)
2º Sistema Estimado					
Acre	4,13 (5,37)	-0,21 (-5,19)	-	-0,14 (-1,40)	-
Amazonas	4,13 (9,43)	0,06 (1,81)	-	-0,15 (-3,12)	-
Roraima	4,87 (19,22)	0,03 (1,56)	-	-0,25 (-7,12)	-
3º Sistema Estimado					
Acre	3,05 (121,64)	-0,23 (-6,24)	-	-	-
Amazonas	2,77 (174,37)	-0,02 (-0,67)	-	-	-
Roraima	3,07 (318,49)	-0,10 (-7,20)	-	-	-

Anexo 6 – Estimação do Modelo de Cournot por SUR e 3 estágios (cap.4)

Equações estimadas:

$$q_1 = \alpha + \beta_1 q_2 + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_1 d + \varepsilon_1$$

$$q_2 = \alpha + \beta_1 q_1 + \beta_2 z + \beta_3 c_1 + \beta_4 t + \phi_2 d + \varepsilon_1$$

SUR sem restrições

Equação	Coeficientes (valor e estatística-t*)					
	A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Quantidade nacional	52,25 (6,53)	0,09 (1,64)	0,0006 (2,93)	-0,21 (-2,82)	-3,38 (-1,85)	-4,33 (-2,58)
Quantidade importada	-26,46 (-1,31)	0,38 (1,64)	0,0002 (0,50)	0,19 (1,22)	3,71 (0,99)	3,92 (1,12)

SUR com as imposições derivadas do modelo econômico:

Equação	Coeficientes (valor e estatística-t*)					
	A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Quantidade nacional	41,10 (2,83)	-0,91 (-25,58)	0,001 (2,65)	-0,05 (-0,36)	-0,59 (-0,17)	1,01 (1,82)
Quantidade importada	41,10 (2,83)	-0,91 (-25,58)	0,001 (2,65)	-0,05 (-0,36)	-2,57 (-0,67)	-2,02 (-1,82)

3 estágios, sem restrições, com as quantidades comercializadas no RS como instrumento:

Equação	Coeficientes (valor e estatística-t*)					
	A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Quantidade nacional	52,04 (6,32)	0,06 (0,21)	0,0007 (2,50)	-0,20 (-2,53)	-3,30 (-1,68)	-4,25 (-2,35)
Quantidade importada	-16,10 (-0,32)	0,18 (0,20)	0,0004 (0,48)	0,15 (0,64)	3,08 (0,66)	3,09 (0,61)

3 estágios, com as imposições derivadas do modelo econômico e as quantidades comercializadas no RS como instrumento:

Equação	Coeficientes (valor e estatística-t*)					
	A	β_1	β_2	β_3	β_4	ϕ_1
Quantidade nacional	42,33 (2,47)	-1,00 (-287,66)	0,001 (2,38)	-0,05 (-0,34)	-0,83 (-0,20)	-0,003 (-0,05)
Quantidade importada	42,33 (2,47)	-1,00 (-287,66)	0,001 (2,38)	-0,05 (-0,34)	-0,82 (-0,20)	0,005 (0,05)