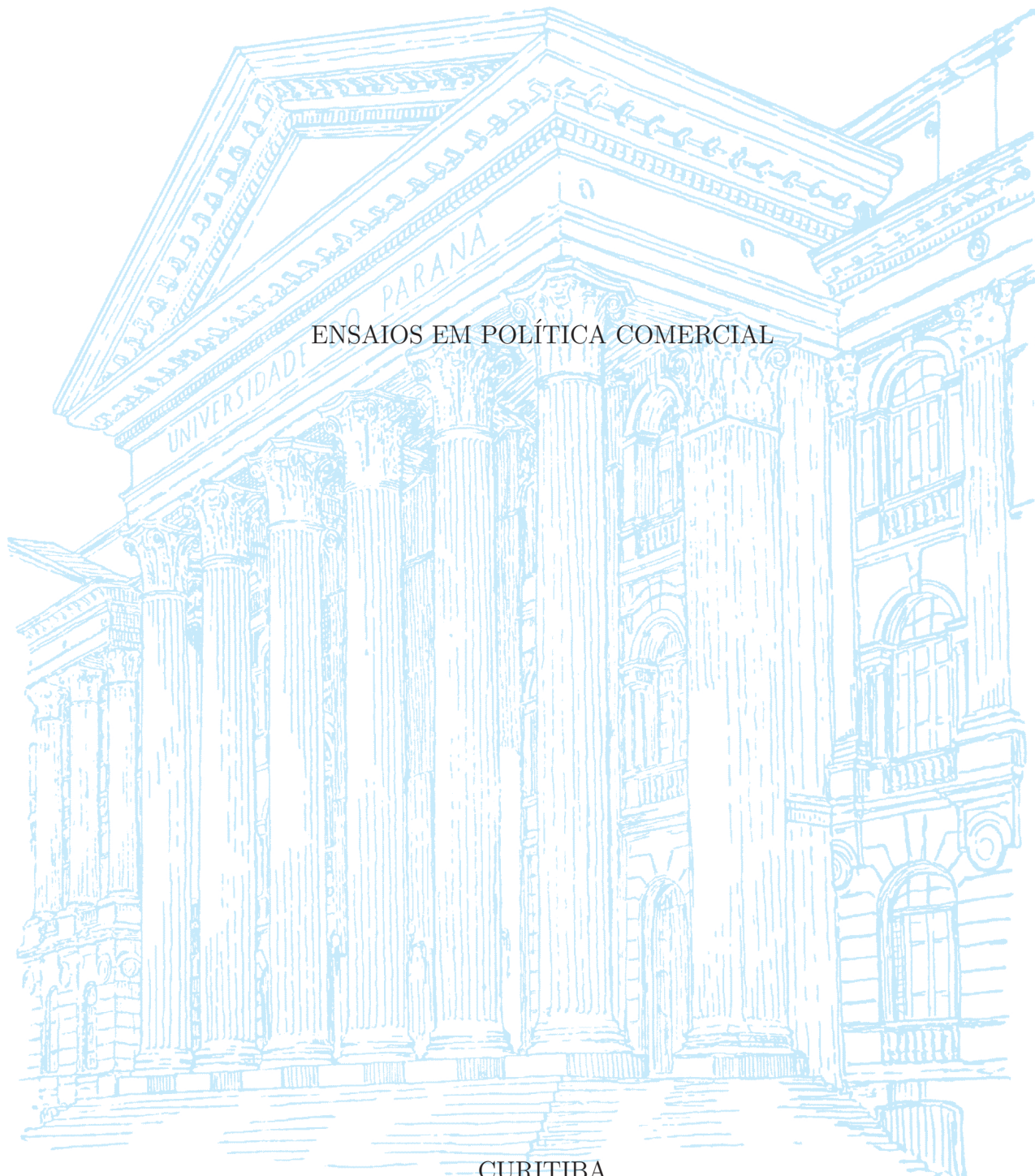


UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

BRUNO DE LORENZI CANCELIER MAZZUCCO



ENSAIOS EM POLÍTICA COMERCIAL

CURITIBA

2019

BRUNO DE LORENZI CANCELIER MAZZUCCO

ENSAIOS EM POLÍTICA COMERCIAL

Tese apresentada ao curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt

CURITIBA
2019

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)
Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Mazzucco, Bruno de Lorenzi Cancelier
Ensaio em política comercial / Bruno de Lorenzi Cancelier Mazzucco. -
2019.

116 p.

Tese (doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento
Econômico.

Orientador: Mauricio Vaz Lobo Bittencourt.

Defesa: Curitiba, 2019.

1. Política comercial - Brasil. 2. Protecionismo. 3. Defesa comercial. I.
Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas.
Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. II.
Bittencourt, Mauricio Vaz Lobo. III. Título.


CDD 382.30981

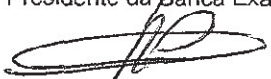
TERMO DE APROVAÇÃO

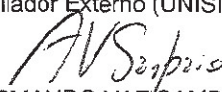
Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Tese de Doutorado de **BRUNO DE LORENZI CANCELIER MAZZUCCO**, intitulada: **ENSAIOS EM POLÍTICA COMERCIAL**, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de Doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

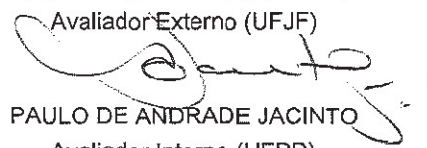
Curitiba, 19 de Fevereiro de 2019.


MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT
Presidente da Banca Examinadora

PI 
ANDRE FILIPE ZAGO DE AZEVEDO
Avaliador Externo (UNISINOS)


ARMANDO VAZ SAMPAIO
Avaliador Interno (UFPR)


CLAUDIO ROBERTO FOFFANO VASCONCELOS
Avaliador Externo (UFJF)


PAULO DE ANDRADE JACINTO
Avaliador Interno (UFPR)

AGRADECIMENTOS

O caminho que percorri até aqui foi longo e extenuante, mas certamente recompensador. Muitas pessoas colaboraram direta ou indiretamente para que esta tese se tornasse realidade.

Agradeço ao meu orientador, Mauricio Bittencourt, pelo apoio que recebi durante todos estes anos. Seu incentivo foi decisivo, desde a disciplina de Comércio Internacional - onde entrei em contato com o tema desta pesquisa pela primeira vez -, até a realização do meu estágio sanduíche na The Ohio State University.

Agradeço ao Prof. Stanley R. Thompson pela gentil acolhida e pelos comentários valiosos que fez neste trabalho, durante minha estadia no Department of Agricultural, Environmental, and Development Economics da OSU.

Agradeço aos colegas do PPGDE e do NEIDE pelas experiências divididas nestes anos de doutorado. Em especial, gostaria de agradecer a Ariel Letti, que compartilhou diariamente o processo angustiante da pesquisa comigo, e que hoje se tornou um grande amigo.

Agradeço também aos amigos de longa data, Leandro, Luiz, Paulo e Zenir, pela amizade intelectualmente estimulante mesmo a quilômetros de distância.

Agradeço especialmente à minha família, Mateus, Milene e Maria, pelo apoio incondicional. Contar com minha família foi fundamental nesta caminhada.

Meu agradecimento muito especial é para a minha companheira Marília. A mudança para Curitiba quatro anos atrás foi o começo de uma grande aventura. Hoje, vejo como seu amor e carinho foram essenciais para que uma pequena parte desta aventura - esta tese - se realizasse. Muito obrigado.

Por último, gostaria de agradecer ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico e à Universidade Federal do Paraná pelo apoio institucional indispensável nestes quatro anos de estudo. À CAPES, meu muito obrigado pelo auxílio financeiro durante todo o doutorado e pela oportunidade de participar do PDSE.

“I shall only say at present that every extraordinary either encouragement or discouragement that is given to the trade of any country more than to that of another, may, I think, be demonstrated to be in every case a complete piece of dupery, by which the interest of the State and the nation is constantly sacrificed to that of some particular class of traders.”

Adam Smith, carta a William Eden, 1783.

RESUMO

Esta tese é constituída de três ensaios independentes que versam sobre a política comercial brasileira e sua relação com o protecionismo. O primeiro ensaio, intitulado “Reavaliando o modelo *Protection for Sale*”, aborda diretamente a questão do protecionismo ao tratar dos determinantes da proteção tarifária no Brasil. Neste ensaio, o modelo *Protection for Sale* (PFS) de Grossman e Helpman (1994) é avaliado empiricamente com dados do período pré e pós-reforma comercial dos anos 1990. No ensaio, é feita uma revisão crítica dos resultados internacionais ao mesmo tempo em que se aplica o modelo aos dados brasileiros levando-se em conta estes questionamentos. O resultado encontrado aponta para a falta de evidência do modelo para explicar a estrutura tarifária do Brasil. O segundo ensaio tem como título “Antidumping e a margem extensiva das importações”. Neste capítulo procede-se a uma avaliação dos efeitos do antidumping (AD) na saída de exportadores do mercado brasileiro. O ensaio utiliza a metodologia de análise de sobrevivência para mensurar a probabilidade de saída de um exportador alvo de ações AD, de acordo com a proposta empírica de Besedeš e Prusa (2017), em uma amostra de vinte anos (1997-2017). Os resultados encontrados mostram que, durante a vigência de uma investigação, produtos de países citados apresentam em média um risco 12% maior de encerramento de um episódio comercial em relação a países não citados. O terceiro ensaio se intitula “Efeitos macroeconômicos da defesa comercial” e utiliza a metodologia de séries de tempo para avaliar os efeitos do antidumping em variáveis macroeconômicas. Dado o uso intenso do AD no Brasil, foi possível construir séries mensais e trimestrais com variabilidade suficiente para capturar os efeitos macroeconômicos. O efeito do choque protecionista é medido em três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, inflação e saldo da balança comercial. A metodologia consiste em modelos de vetores autorregressivos com um esquema de identificação recursiva, apoiada nas restrições temporais impostas pela legislação de defesa comercial. Os resultados encontrados assemelham-se aos da literatura internacional em que medidas antidumping são equivalentes a um choque de oferta negativo.

Palavras-chave: Política comercial brasileira, protecionismo, defesa comercial, antidumping, *Protection for Sale*.

ABSTRACT

This thesis consists of three self-contained essays about Brazilian trade policy and its relationship with protectionism. The first essay, entitled “Reassessing the Protection for Sale model,” directly addresses the issue of protectionism in relation to the determinants of tariff protection in Brazil. In this essay, I empirically evaluate the Protection for Sale model (GROSSMAN; HELPMAN, 1994) with data from before and after Brazilian 1990s commercial reform. A critical review of the international literature is made at the same time that the model is applied to Brazilian data taking into account these criticism. The results here question the validity of the PFS model as an explanation for Brazilian protection. The second essay is entitled “Antidumping and the extensive margin of imports”. This essay assesses the effects of antidumping (AD) on the exit of exporters from the Brazilian market. I apply a survival analysis methodology to measure the probability of exit an exporter faces when targeted by AD measures, according to the empirical proposal of Besedeš e Prusa (2017), in a sample of twenty years (1997-2017). The results show that, during the investigation, products from cited countries have on average a 12% higher risk of closing a commercial episode in relation to countries not mentioned in the investigation. The third essay is entitled “Macroeconomic effects of trade remedies” and it uses time series methodology to evaluate the effects of antidumping on macroeconomic variables. Given the intense use of AD in Brazil, it was possible to construct monthly and quarterly series with sufficient variability to capture short-term macroeconomic effects. The effect of a protectionist shock is measured on three macroeconomic variables: gross domestic product, inflation and net exports. The methodology consists of vector autoregression models with a recursive identification scheme. The results resemble those of the international literature where antidumping measures are equivalent to a negative supply shock.

Keywords: Brazilian trade policy, protectionism, trade remedies, antidumping, Protection for Sale.

LISTA DE FIGURAS

1.1	Corrente de comércio de países selecionados, 1960 - 2017	13
1.2	Tarifa média aplicada por grupos de países de acordo com a renda (linhas horizontais = Brasil), 1995 e 2011	14
1.3	Linha do tempo da abertura comercial	20
2.1	Proteção tarifária e penetração das importações, 1989 - 2005	42
3.1	Função de sobrevivência de Kaplan-Meier	72
3.2	Função de risco suavizada de Nelson-Aalen	72
3.3	Taxa de risco para um episódio hipotético	75
3.4	Taxa de risco para um episódio hipotético por fases da investigação	78
3.5	Taxa de risco para diferentes ajustes de intervalos	81
4.1	Histograma do prazo entre a petição inicial e a abertura da investigação	93
4.2	Séries trimestrais	98
4.3	Séries mensais	98
4.4	Funções impulso-resposta do modelo trimestral	101
4.5	Funções impulso-resposta do modelo mensal	103

LISTA DE TABELAS

2.1	Variável de organização política, 1989 - 1994	39
2.2	Variável de organização política, 2000 - 2005	40
2.3	Estatísticas descritivas	41
2.4	Regressões - 1989	45
2.5	Regressões - 1994	45
2.6	Regressões - 2000	46
2.7	Regressões - 2005	47
2.8	Regressões VI com $\alpha_L = 0$	48
2.9	Regressões VI com todas as indústrias organizadas	49
2.10	Regressões quantílicas	50
2.11	Regressões quantílicas VI	50
3.1	Investigações antidumping iniciadas, por países atingidos, 1988 - 2017	61
3.2	Investigações antidumping iniciadas por Seção NCM	62
3.3	Frequência de episódios e relações comerciais	69
3.4	Estatísticas descritivas	71
3.5	Especificação básica	73
3.6	Aumento do risco em decorrência de antidumping	76
3.7	Especificação por fases	77
3.8	Estimativas para bases ajustadas para intervalos ausentes	80
4.1	Estatísticas descritivas	96
4.2	Teste de raiz unitária das séries trimestrais	97
4.3	Teste de raiz unitária das séries mensais	99
4.4	Crítérios de informação para seleção de lags	100
A.1	Tarifas, penetração da importação e elasticidade dos setores industriais, 1989 e 1994 (média)	115
A.2	Tarifas, penetração da importação e elasticidade dos setores industriais, 2000 e 2005 (média)	116

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
1.1	Breve histórico da política comercial brasileira	17
1.1.1	O Mercosul e a tentativa de integração comercial	19
2	PRIMEIRO ENSAIO:	
	REAVALIANDO O MODELO PROTECTION FOR SALE	23
2.1	Introdução	25
2.2	Protection for Sale: teoria e evidência	27
2.2.1	Evidências	30
2.2.2	Críticas	32
2.3	Política comercial brasileira	35
2.4	Metodologia	36
2.4.1	Regressões quantílicas	42
2.5	Resultados	44
2.6	Considerações finais	51
3	SEGUNDO ENSAIO:	
	ANTIDUMPING E A MARGEM EXTENSIVA DAS IMPORTAÇÕES	53
3.1	Introdução	55
3.2	Estrutura e uso do antidumping no Brasil	58
3.3	Revisão de literatura	61
3.4	Metodologia	64
3.4.1	Dados	67
3.5	Resultados	71
3.6	Conclusão	81
4	TERCEIRO ENSAIO:	
	EFEITOS MACROECONÔMICOS DA DEFESA COMERCIAL	83
4.1	Introdução	85
4.2	Revisão de literatura	88
4.3	Metodologia	91

4.3.1	Dados	94
4.4	Resultados	97
4.5	Conclusão	104
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	105
	REFERÊNCIAS	108
	Apêndice A Dados por setor industrial	115

1 INTRODUÇÃO

Esta tese tem como objetivo avaliar alguns aspectos da política comercial brasileira e sua relação com o protecionismo. A principal motivação para o estudo deste tema reside no fato do Brasil ser atualmente um dos países mais fechados ao comércio no mundo, apesar de ter implementado uma ampla reforma comercial no início dos anos 1990.

Segundo os dados do Banco Mundial (WDI, 2018), no ano de 2016, a média simples da tarifa aplicada brasileira era 13,6%, contra uma média mundial de 7,1%, deixando o Brasil em oitavo lugar no ranking de maiores tarifas entre as 147 economias com dados disponíveis.¹ Caso o exercício seja feito com a tarifa média aplicada ponderada pelo volume de comércio, a média brasileira continua acima da média mundial, sendo de 8,01% contra 5,39%; a 28ª maior tarifa. Esta discrepância aumenta quando se analisa apenas os produtos manufaturados, setor onde o Brasil concentra sua proteção comercial. Neste caso, a média simples da tarifa aumenta para 14,1%, enquanto a média mundial é de 6,6%.

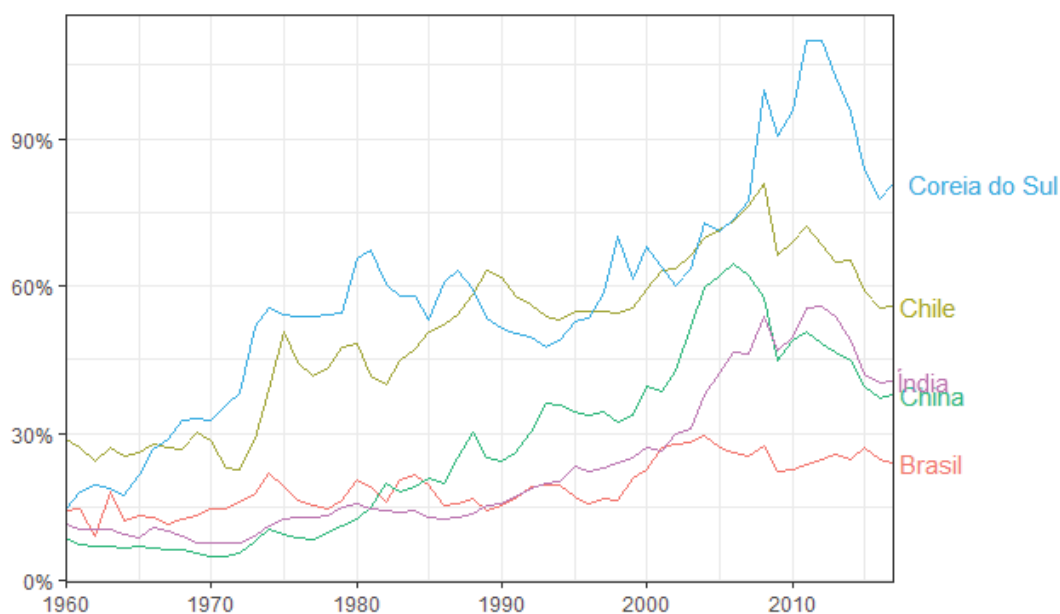
Um outro indicador do alto nível de proteção aplicado pelo Brasil é a baixa participação do comércio internacional em sua economia. A corrente de comércio brasileira (soma de exportações e importações) corresponde a apenas 27,6% do PIB. Este é um baixo patamar se comparado a países semelhantes em tamanho econômico e grau de desenvolvimento. Na Figura 1.1 é possível comparar a corrente de comércio do Brasil com outros países selecionados desde 1960. É perceptível que enquanto estes países aprofundaram suas relações comerciais, o Brasil manteve constante seu nível de integração comercial.

Canuto, Fleischhaker e Schellekens (2015) documentam outros dados que mostram a baixa integração nacional aos mercados mundiais. Do lado microeconômico, poucas firmas

¹A frente do Brasil, apenas Bahamas, Ilhas Cayman, Bermuda, Gabão, Chad, República Central Africana e Zâmbia.

brasileiras exportam. Apenas 0,5% das firmas formais brasileiras se engajam no comércio exterior, totalizando cerca de 20.000 empresas. Além disto, 98% do valor adicionado das exportações brasileiras é doméstico, significando que o Brasil não faz parte das cadeias globais de valor.

Figura 1.1: Corrente de comércio de países selecionados, 1960 - 2017



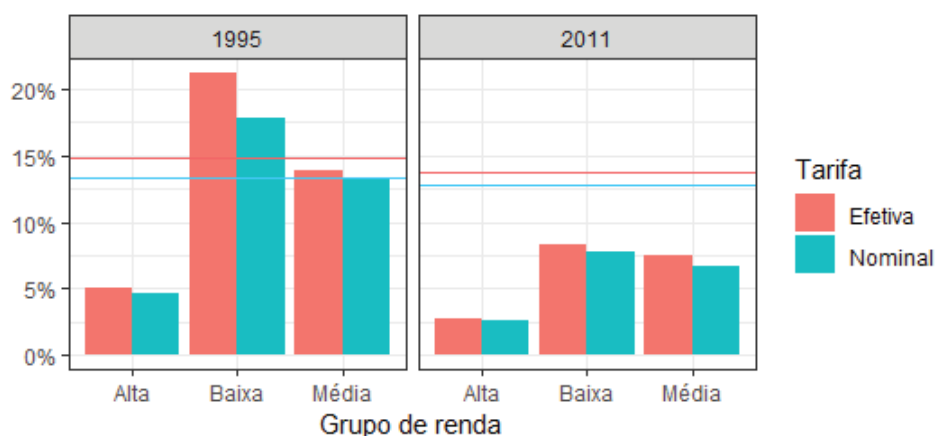
Fonte: (WDI, 2018).

Entretanto, esta não era a perspectiva há cerca de trinta anos. A estratégia de industrialização por substituição de importações chegou aos anos 1980 desacreditada e viu seus últimos defensores debandarem em face do desastre econômico daquela que viria a ser chamada de “década perdida”. Foi neste período que começaram esforços reformistas em toda a América Latina que prometiam uma nova inserção produtiva para o continente no capitalismo global após décadas de isolamento (ABREU, 2004; BULMER-THOMAS, 2006).

No Brasil, o início dos anos 1990 marcou esta tentativa de integração. Em seu primeiro momento, a liberalização unilateral do comércio e a posterior implementação do Mercosul com a adoção da Tarifa Externa Comum (TEC) foram bem sucedidas em alinhar o Brasil ao nível de proteção praticado por outros países em situação econômica semelhante.

Segundo os cálculos de Kume (2017), apresentados na Figura 1.2, em 1995, tanto a tarifa nominal quanto efetiva eram cerca de três vezes maiores que as tarifas aplicadas por países desenvolvidos, mas no mesmo patamar dos países de média e baixa renda. Neste ponto, a reforma comercial cumpriu com seu objetivo de modernização. Porém, em 2011, esse quadro se modifica, e o Brasil apresenta tarifas nominais e efetivas acima de todos os países, inclusive os de renda média e baixa. Enquanto o resto do mundo caminhou para uma redução tarifária em todos os setores neste período, em um movimento global de integração, o Brasil acabou mantendo suas tarifas estáveis, não fazendo nenhum tipo de avanço consistente neste período.

Figura 1.2: Tarifa média aplicada por grupos de países de acordo com a renda (linhas horizontais = Brasil), 1995 e 2011



Fonte: Adaptado a partir de Kume (2017).

Nota: Países de renda alta: Arábia Saudita, Austrália, Brunei Darussalem, Canadá, Chile, Cingapura, Coreia, Estados Unidos, Hong Kong, Islândia, Israel, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Rússia, Suíça, Taiwan e União Europeia. Países de renda média: África do Sul, China, Colômbia, Costa Rica, Malásia, México, Tailândia, Tunísia e Turquia. Países de renda baixa: Camboja, Filipinas, Índia, Indonésia e Vietnã.

A partir desta motivação, a tese questiona: como o protecionismo afeta a política comercial brasileira recente? Para responder a pergunta geral da tese, foram elaborados três ensaios versando sobre a política comercial brasileira, tendo como pano de fundo a relação entre o protecionismo e o uso dos instrumentos tarifários e de defesa comercial. Cada ensaio constitui um capítulo independente, apresentando metodologia e dados próprios.

O primeiro ensaio, intitulado “Reavaliando o modelo *Protection for Sale*”, aborda dire-

tamente a questão do protecionismo ao tratar dos determinantes da proteção tarifária no Brasil. Neste ensaio, o modelo *Protection for Sale* (PFS) de Grossman e Helpman (1994) é avaliado empiricamente com dados do período pré e pós-reforma comercial. O modelo PFS é um dos pilares da literatura de economia política do comércio internacional, e teoriza uma relação de compra e venda da proteção tarifária entre grupos de interesse e o governo. O modelo é bem avaliado empiricamente para alguns países, incluindo o Brasil, porém esta evidência positiva tem sido questionada em termos teóricos e empíricos. No ensaio, é feita uma revisão crítica dos resultados internacionais ao mesmo tempo em que se aplica o modelo aos dados brasileiros levando-se em conta estes questionamentos. O resultado encontrado aponta para a falta de evidência do modelo. Como no Brasil as evidências qualitativas e de outras áreas do conhecimento, como a ciência política, indicam para uma forte atuação de grupos de interesses, o ensaio conclui pela necessidade de se confrontar outros modelos formais de economia política do comércio como possíveis explicações para a estrutura tarifária brasileira.

Na medida em que a política tarifária brasileira ficou subordinada ao Mercosul, sobrando ao país apenas o gerenciamento da Lista de Exceções à Tarifa Externa Comum, a defesa comercial despontou como um instrumento central da política comercial. A defesa comercial, em especial o antidumping (AD), é vista com receio por parte dos economistas, já que seu uso pode ser apropriado por indústrias não competitivas sob o manto legal da competição “desleal.” Governos com agendas protecionistas também podem utilizar-se destes expedientes facilitando a adoção de medidas a partir de legislações mais brandas. O Brasil é um grande utilizador da defesa comercial, em particular do antidumping. Segundo os dados oficiais da Organização Mundial do Comércio, o Brasil é o quarto maior utilizador de antidumping no mundo. Dada a centralidade deste instrumento na política comercial brasileira, os dois ensaios seguintes tratam de avaliar as consequências econômicas do antidumping.

O segundo ensaio tem como título “Antidumping e a margem extensiva das importações”. Neste capítulo procede-se a uma avaliação dos efeitos do antidumping na saída de exportadores do mercado brasileiro. Sabe-se que o AD reduz em magnitude con-

siderável os valores importados dos produtos afetados por investigações, mas para além deste efeito, também é possível que ele elimine completamente a importação. A consequência na margem extensiva é importante quando se leva em conta a literatura sobre comércio e heterogeneidade das firmas. Esta literatura demonstra que firmas incorrem em custos irrecuperáveis para exportar e que, uma vez que elas saem dos mercados estrangeiros, deverão pagar novamente estes custos caso queiram voltar. Desta maneira, uma exclusão do mercado pode ser permanente dependendo da distribuição da produtividade das firmas em questão. O ensaio utiliza a metodologia de análise de sobrevivência para mensurar a probabilidade de saída de um exportador alvo de ações AD, de acordo com a proposta empírica de Besedeš e Prusa (2017), em uma amostra de vinte anos (1997-2017). Os resultados encontrados mostram que, durante a vigência de uma investigação, produtos de países citados apresentam em média um risco 12% maior de encerramento de um episódio comercial em relação a países não citados. Os resultados parecem apontar que os efeitos se concentram na fase final, após a determinação permanente do direito antidumping, com um aumento de 32% na taxa de risco.

O terceiro ensaio aborda o uso do antidumping sob uma outra perspectiva. Intitulado “Efeitos macroeconômicos da defesa comercial”, o ensaio utiliza a metodologia de séries de tempo para avaliar os efeitos do antidumping em variáveis macroeconômicas. A justificativa deve-se ao fato de que muitas vezes a retórica protecionista é centrada não somente na proteção de empregos ameaçados pela concorrência externa, mas também na promoção do crescimento econômico e na eliminação dos déficits comerciais. Com este intuito, o ensaio avalia se medidas de proteção comercial no Brasil apresentam efeito na economia como um todo. Dado o uso intenso do AD no Brasil, foi possível construir séries mensais e trimestrais com variabilidade suficiente para capturar os efeitos macroeconômicos de curto prazo, o que não seria viável, por exemplo, com dados anuais de proteção tarifária. A metodologia consiste em modelos de vetores autorregressivos com um esquema de identificação recursiva, apoiada nas restrições temporais impostas pela legislação de defesa comercial. O efeito do choque protecionista é medido em três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, inflação e saldo da balança comercial. Os resultados encontrados

assemelham-se aos da literatura internacional onde medidas antidumping são equivalentes a um choque de oferta negativo. Porém, no caso brasileiro, os efeitos são visíveis somente no PIB, sem desdobramentos na inflação e no saldo comercial.

Esta introdução termina com uma breve seção histórica que contextualiza a política comercial brasileira. A seção também detalha as questões institucionais, dando destaque para o episódio de reforma comercial dos anos 1990 e a implementação do Mercosul. Seu objetivo é servir de apoio para a leitura dos ensaios que se seguem. Por fim, após os ensaios, na seção de considerações finais são feitas reflexões sobre os resultados encontrados.

1.1 Breve histórico da política comercial brasileira

A escolha deliberada pela estratégia de industrialização por substituição de importações (ISI) por boa parte da América Latina durante o século XX levou o continente naturalmente ao isolacionismo comercial. No Brasil, o processo de substituição de importações começou ainda nos anos 1930 como consequência da falta de dólares para importação provocada pela Grande Depressão. Após 1947, a substituição de importações, que era eventual, se tornou uma política oficial e foi perseguida como um objetivo explícito do governo brasileiro (ABREU; BEVILAQUA; PINHO, 2000). O período compreendido entre 1947 e 1964 é chamado por Abreu (2004) de época de ouro da autarquia. Não havia esforços para criar um ambiente de exportações para além das poucas commodities tradicionais, sendo a industrialização completamente voltada para o mercado interno. Em 1958, a tarifa efetiva média era de 106% para produtos manufaturados, e em 1963, de 183%. A proteção também existia para a importação de produtos intermediários, uma tarifa efetiva média de 50% em 1958 e de 110% em 1963. Entre 1949 e 1964, a penetração de importações caiu de 13,9% para 6,1%, mostrando o claro redirecionamento para o modelo autárquico.

O golpe de 1964 marcou uma leve reorientação da estratégia de ISI. Muitas distorções foram removidas, não só na política comercial, mas em diversas áreas da economia, incluindo a adoção de um regime cambial de *crawling peg*. Houve uma tentativa de se exportar manufaturados através do uso de subsídios. Entretanto, essa mudança só durou

até o primeiro choque de petróleo, quando o governo decidiu aprofundar a ISI no intuito de não depender da economia mundial. No final dos anos 1970, setenta por cento das importações eram sujeitas a regimes especiais (ABREU, 2004). O esgotamento do modelo ficou aparente no fim dos anos 1980, um período de recessão e hiperinflação, após os problemas de ajuste dos choques internacionais do petróleo.

Esta situação só mudou com a reforma comercial dos anos 1990. Até 1987, as importações brasileiras consistiam apenas de produtos sem fabricação nacional ou esporadicamente de produtos em falta no mercado interno por excesso de demanda. Existiam diversos tipos de proteções, incluindo altas tarifas, listas de proibição, cotas e regimes especiais de tributação. Em 1988, a estrutura tarifária era basicamente a vigente em 1957 com incidência de impostos adicionais, tal como Imposto sobre Operações Financeiras, e ampla utilização de barreiras não tarifárias (KUME; PIANI; SOUZA, 2003). Uma série de reformas liberalizantes foram feitas no período 1988-1998, incluindo a criação e entrada no Mercosul. Estas reformas perduram até hoje sem grandes modificações, podendo se afirmar que ainda vivemos neste mesmo regime comercial.

A política comercial brasileira é altamente centralizada no executivo desde a promulgação pelo congresso da Lei de Tarifas Aduaneiras de 1957. Esta legislação delegou ao poder executivo a aplicação da política comercial. O órgão criado para a execução foi o Conselho de Política Aduaneira, pertencente ao Ministério da Fazenda. Entretanto, até as primeiras reformas comerciais de 1988, a real aplicação da política comercial não se dava em termos de tarifas, mas sim de atos administrativos, tais como expedição de licenças especiais de importação, atestado de similaridade nacional, e da existência de regimes especiais setoriais. A execução destas políticas era ditada pela Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil, a Cacex, também subordinada ao poder executivo. Em 1990, o governo Collor fechou a Cacex, mas a política comercial ainda ficou nas mãos do executivo. A Câmara de Comércio Exterior (CAMEX) surgiu como órgão unificador da política comercial em 1995, sendo sua influência desde lá disputada entre o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC) e o Ministério das Relações Exteriores (MRE). Um breve relato institucional das instâncias deliberativas da política comercial

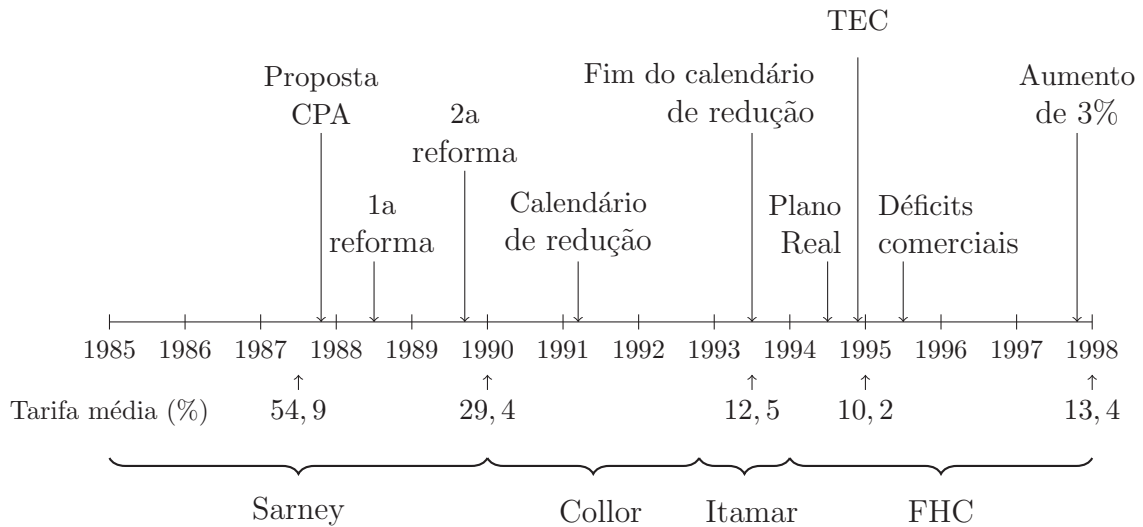
pode ser encontrado em Fernandes (2010).

A Figura 1.3 contém uma linha do tempo que resume os principais eventos durante o processo de liberalização unilateral. No final de 1987, no governo Sarney, o Conselho de Política Aduaneira faz uma proposta de reforma com a eliminação de barreiras não tarifárias e a redução do excesso de proteção tarifária, para obter o alinhamento aos preços internacionais. Essa reforma é parcialmente feita na metade de 1988 e implementada em 1989. A partir deste momento, as tarifas começam a representar o verdadeiro grau de proteção da economia brasileira, com a eliminação de todas as medidas administrativas que impediam a importação. Em 1989, o governo Collor é eleito com um programa político liberal, sendo um dos pontos a liberalização comercial. Assim que toma posse, o governo anuncia um calendário gradual de redução de tarifas para ser completado até o final de seu mandato. A primeira rodada de redução de tarifas começa em 1991, sendo que as outras rodadas tiveram seu calendário antecipado, com todo o processo completo na metade de 1993, já no governo Itamar Franco. O plano Real também contribuiu para o aprofundamento da liberalização. Devido às preocupações inflacionárias, o governo aumenta a oferta de importados para contribuir com a estabilização de preços. Nesse mesmo período, com a assinatura do tratado do Mercosul, a Tarifa Externa Comum entra em vigor, e no final de 1994, o país tem a menor tarifa média da sua história, 10,2%. Com as crises externas na segunda metade dos anos 1990, o governo aumenta as tarifas para evitar problemas de reservas, e em 1998, ao fim de todo o processo, a tarifa média é de 13,4% (KUME; PIANI; SOUZA, 2003).

1.1.1 O Mercosul e a tentativa de integração comercial

A ideia inicial de integração comercial no Cone Sul foi lançada por Brasil e Argentina em 1986, no Programa de Integração e Cooperação Econômica. Em 1988 foi assinado o Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento que acelerou o processo de integração entre os dois países, já que era prevista a criação de uma zona de livre comércio em dez anos. A posse de Collor e Menem como presidentes do Brasil e Argentina, ambos candidatos com programas liberais, permitiu uma reformulação do processo, e em 1990,

Figura 1.3: Linha do tempo da abertura comercial



Fonte: Elaboração própria.

na Ata de Buenos Aires, foi acordado que em quatro anos deveria ser atingida uma união aduaneira entre os países, com conseqüente criação de um mercado comum, o Mercosul. Em 1991, Uruguai e Paraguai adentram ao acordo quando da assinatura do Tratado de Assunção. O tratado criava uma zona de livre comércio, que deveria se tornar uma união aduaneira a partir de primeiro de janeiro de 1995, com o estabelecimento da Tarifa Externa Comum do Mercosul (TEC). Em 1994, o Protocolo de Ouro Preto estabelece a entidade de direito internacional do Mercosul e sua estrutura institucional. A Venezuela passou a ser membro pleno do Mercosul em 2012, em um processo conturbado onde só foi possível sua admissão devido à suspensão temporária do Paraguai. Entretanto, em 2016 ela foi suspensa do Mercosul devido à sua não adesão aos principais protocolos do bloco, incluindo a implementação da TEC e o compromisso com a cláusula democrática. Em 2012, a Bolívia entrou em processo de adesão, mas ainda não o completou.

O principal instrumento de política do Mercosul é a TEC. As linhas tarifárias da TEC são dadas pela Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), que tem os seis primeiros dígitos iguais ao do Sistema Harmonizado (SH). A TEC foi estabelecida com onze níveis de alíquotas, indo de zero a 20% em intervalos de 2%. Em 1995, no início de sua vigência, os setores mais protegidos segundo a tarifa média eram armas e munições (20,0%), calçados (19,1%), matérias têxteis (17,3%), produtos alimentares (14,9%) e material de transporte

(14,8%) e os menos protegidos eram produtos minerais (2,4%), trabalhos de arte (4,0%), madeira (6,9%) e produtos químicos (7,6%) (AZEVEDO; MASSUQUETTI, 2009).

A união aduaneira do Mercosul não foi completa a partir da instauração da TEC, e continua a não ser nos dias atuais, pois os países membros têm direito a elaborar uma lista de exceção nacional à TEC para acomodar interesses locais. Nestas listas, com número máximo de produtos e prazo de vencimento, os países podem ajustar suas tarifas livremente para mais ou para menos em relação à TEC, apenas observando seu compromisso de tarifa máxima acordada na Organização Mundial do Comércio. Além da lista de exceções particular a cada país, existe uma lista de bens de capital e outra de equipamentos de informação e telecomunicações que os países podem aderir com alíquotas menores que a TEC se assim desejarem. Por último, ainda subsistem dentro do Mercosul dois regimes especiais de importação, o regime automotivo e o regime especial do açúcar, não sujeitos à TEC.

Em tese, as diversas listas de exceções já deveriam ter sido extintas, mas elas são renovadas por decisão do bloco toda vez que seu prazo expira. As listas de bens de capital e de equipamentos de tecnologia de informação e telecomunicações deveriam ter convergido para a TEC, no caso de bens de capital, em 2001 para Brasil e Argentina, e em 2006 para os outros membros, e no caso de equipamentos de informação e telecomunicação, em 2006 para todos os membros (AZEVEDO; MASSUQUETTI, 2009). O caso de bens de capital é ilustrativo da racionalidade das exceções à TEC. Enquanto o Brasil pleiteava nas negociações iniciais da TEC alíquotas altas para proteger sua indústria doméstica de bens de capital, a Argentina buscava baixas alíquotas para ter acesso barato a importações de máquinas, já que não as produzia domesticamente.

A primeira lista de exceções nacional da TEC tinha até 300 produtos para Brasil, Argentina e Uruguai e 399 para Paraguai com previsão de convergência para a TEC em 2001 para os três países e 2006 para o Paraguai. Esta lista sofreu diversas mudanças e reedições, estando atualmente em vigor. A lista original de Argentina, Brasil e Uruguai foi extinta em 2000, sendo reeditada com limite de 100 produtos, podendo ser trocados 20 produtos a cada seis meses. O Paraguai passou a ter um limite de 499 produtos.

Em 2003 o prazo da lista foi prorrogado até 2005 com acréscimo de 20 produtos para o Paraguai e 50 para o Uruguai. Em 2005, ano do vencimento da lista, ela foi prorrogada até 2008. Segundo Azevedo e Massuquetti (2009), juntando as diversas exceções à TEC, em dezembro de 2006, o Brasil tinha 2053 produtos não sujeitos à TEC, a Argentina, 2236, o Paraguai, 2555 e o Uruguai, 2900.

Em 2011, segundo Kume e Piani (2011b), a lista de exceção nacional continha 99 produtos para o Brasil, 100 para a Argentina, 225 para o Uruguai e 678 para o Paraguai, com previsão de encerramento para aquele ano. As exceções estavam concentradas nos seguintes setores: Argentina, produtos químicos (32%), metais comuns (26%) e máquinas e aparelhos e material elétrico e eletrônico (26%); Brasil, produtos químicos (55,6%), plástico e borracha (7,1%) e máquinas e aparelhos e material elétrico e eletrônico (7,1%); Paraguai, produtos químicos (44,1%), materiais têxteis (13,1%), e máquinas e aparelhos e materiais elétrico e eletrônicos (11,4%); Uruguai, produtos químicos (24,9%), plástico e borracha (16,4%) e metais comuns (16%). Ainda segundo o levantamento de Kume e Piani (2011b), as listas de exceção aplicam geralmente alíquotas menores que a TEC, com o intuito de se importar insumos não produzidos no país. Os poucos casos de alíquotas maiores que a TEC correspondem a produtos agropecuários. Atualmente, está em vigor a Decisão 26/15 do Conselho do Mercado Comum que estende as listas nacionais até 2021 com 100 produtos para Brasil e Argentina, até 2023 com 649 produtos para o Paraguai e até 2022 com 225 produtos para o Uruguai e Venezuela.

2 PRIMEIRO ENSAIO:

REAVALIANDO O MODELO PROTECTION FOR SALE

RESUMO

A literatura de economia política do comércio internacional aponta para o fato de que o nível de proteção tarifária de um país é endógeno. O modelo Protection for Sale (PFS) (GROSSMAN; HELPMAN, 1994) constitui uma das tentativas mais influentes de se explicar o nível de proteção de uma economia. Através de um mecanismo de “compra de proteção”, lobbies dos setores produtivos oferecem pagamentos para o governo em troca de tarifas de importação mais altas para seus produtos. Este trabalho testa a adequação do modelo PFS aos dados brasileiros através de duas metodologias distintas. Utilizando dados entre 1989 e 2005, os resultados encontrados não validam o modelo PFS como explicação para a estrutura tarifária brasileira no período.

Palavras-chave: Protection for Sale, economia política do comércio, política comercial.

JEL: F13, D72.

ABSTRACT

The political economy of trade literature points toward endogenous choice of trade protection levels. Grossman and Helpman's (1994) Protection for Sale model (PFS) is one of the most influential attempts to explain the level of commercial protection. In their model, lobby groups offer payments to government in exchange for higher import tariffs. Using Brazilian data from 1989 to 2005 to evaluate the PFS model, the results here do not validate the PFS models as an explanation for Brazilian protection.

Key-words: Protection for Sale, political economy, trade policy.

2.1 Introdução

Apesar de ter passado por uma substancial reforma comercial nos anos 1990, reduzindo em mais de 40 pontos percentuais sua tarifa média de importação e eliminando diversas barreiras não tarifárias, o Brasil continua sendo um país fechado ao comércio internacional. Em um primeiro momento, a liberalização unilateral foi bem-sucedida em alinhar o Brasil ao nível de proteção praticado por outros países em situação econômica semelhante. Mas enquanto o resto do mundo continuou aprofundando suas reduções tarifárias, as alíquotas brasileiras se mantiveram estáveis. Em 1995, a tarifa nominal média brasileira era três vezes maior que a de países desenvolvidos, mas no mesmo patamar dos países de renda baixa e média. Em 2015, a tarifa média brasileira de 13,5% era superior à da maioria dos países, inclusive de rendas média e baixa, sendo a décima terceira maior entre os 134 países membros da Organização Mundial do Comércio (KUME, 2017). Entretanto, esta não era a perspectiva à época da reforma comercial. Os movimentos de liberalização dos anos 1990 em toda a América Latina prometiam uma nova inserção produtiva para o continente após décadas de isolamento. A estratégia de industrialização por substituição de importações atingira o seu auge nos anos 1980, e já não era mais possível manter a posição autárquica com o desastre econômico da década perdida (ABREU, 2004).

Existem diversos canais pelos quais o comércio internacional beneficia uma economia, mesmo quando a abertura é exercida de forma unilateral. Políticas comerciais liberalizantes resultam em maior eficiência alocativa entre os setores econômicos, maior variedade de produtos disponíveis para consumidores, ganhos de produtividade intrassetoriais, e inovações tecnológicas induzidas pelo maior tamanho dos mercados (MELITZ; TREFLER, 2012). Mas, mesmo sendo vantajoso do ponto de vista econômico, muitos países adotam políticas que visam dificultar a troca de bens e serviços. Para explicar por que países não praticam o livre comércio, é preciso recorrer à literatura de economia política.¹

¹Existem dois motivos principais para não se praticar o livre comércio justificados pela teoria econômica. O primeiro é a existência de uma tarifa ótima positiva quando um país é grande o suficiente para influenciar os termos de trocas. O segundo é a existência de falhas de mercado domésticas. Entretanto, o uso racional da política comercial não justifica o alto e disseminado nível de protecionismo encontrado em países como o Brasil. Na prática, a defesa política do protecionismo raramente se apoia nestes argumentos.

A linha de investigação mais comum é a de que grupos de interesse conseguem manipular a política comercial de maneira a se beneficiar (RODRIG, 1995).

Este ensaio investiga se o modelo Protection for Sale (PFS) (GROSSMAN; HELPMAN, 1994) constitui uma boa explicação para a estrutura de proteção tarifária brasileira utilizando dados pré e pós-reforma comercial. A apuração empírica deste modelo tem duas motivações. A primeira, naturalmente, é de que o lobby é um elemento central na decisão da política econômica brasileira. A relação entremeadada entre atores públicos e privados é uma reconhecida característica da sociedade brasileira. Adicionalmente, para além do simples *rent-seeking*, existem evidências de que partes do setor industrial brasileiro conseguiram superar o problema de ação coletiva e atuam organizadamente com pautas bem definidas junto ao Executivo e Legislativo (MANCUSO, 2007). Em relação à política comercial, um indício da atuação de grupos de pressão consiste no fato de que as atividades protegidas antes da liberalização mantiveram sua proteção relativamente às outras indústrias ao término do processo de abertura, como evidenciado pela correlação setorial entre tarifas pré e pós-liberalização de 79,6% (KUME; PIANI; SOUZA, 2003).

A segunda motivação é o interesse no próprio modelo PFS. O modelo PFS é a ferramenta padrão no estudo da economia política do comércio, sendo seu mecanismo de lobby replicado em diversas áreas da literatura (MCLAREN, 2016). Dada esta proeminência, é necessário entender se o modelo é uma boa aproximação para como os grupos de interesse operam. Por exemplo, umas das hipóteses do modelo reside na ideia de contribuições contingentes. O lobby oferece ao político uma correspondência entre pagamentos e as políticas que ele deseja, sendo o pagamento condicionado à execução da política pelo governo. Mas nem sempre este é o caso. Em determinados contextos, os lobbies contribuem (em campanhas eleitorais, por exemplo) e depois esperam que as políticas sejam estabelecidas favoravelmente. Neste sentido, a investigação empírica do modelo contribui para a reflexão da validade de suas hipóteses e sua adequação para explicar, neste caso, a estrutura tarifária brasileira.

Os resultados encontrados neste trabalho apontam para a falta de evidências do modelo PFS em explicar o padrão de proteção tarifária brasileira tanto no período anterior a

abertura quanto após a liberalização. Isso contrasta com os testes mais conhecidos do modelo PFS. Os estudos de Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000) para os EUA; Mitra, Thomakos e Ulubaşođlu (2002) para Turquia; e McCalman (2004) para a Austrália encontram evidências positivas. Para o caso brasileiro, Calfat, Ganame e Flores (2000), Silva Jr (2004) e Baumann e Messa (2017) argumentam pela validade do modelo. O resultado negativo encontrado neste trabalho, entretanto, não é anormal. A evidência positiva do modelo PFS tem sido questionada tanto em termos empíricos quanto teóricos por diversos estudos (GAWANDE; KRISHNA, 2003; MATSCHKE, 2008; EDERINGTON; MINIER, 2008; IMAI; KATAYAMA; KRISHNA, 2013; MCLAREN, 2016).

Este ensaio pretende contribuir para esta discussão ao fazer uma reavaliação da evidência brasileira levando em conta os questionamentos levantados. Por fim, investigar a influência dos grupos de pressão na política comercial tem um interesse prático, já que existe uma discussão pública no Brasil sobre a necessidade de se aprofundar a abertura comercial, de maneira a integrar o país às cadeias globais de valor.

Na próxima seção, o modelo PFS é apresentado formalmente, juntamente com as evidências empíricas e as críticas que estas sofreram. Segue-se uma breve seção recapitulando o histórico da política comercial durante o período da liberalização para justificar as escolhas realizadas na seção de metodologia. O ensaio é finalizado com a discussão dos resultados e a conclusão.

2.2 Protection for Sale: teoria e evidência

Em um trabalho influente, Grossman e Helpman (1994) construíram um modelo para explicar o padrão de proteção tarifária de uma economia. Assim como outros modelos de economia política do comércio, seu principal mecanismo reside no fato de que abrir uma economia ao comércio internacional inicia uma série de efeitos redistributivos. Sabendo destes efeitos, grupos politicamente organizados intervêm na política comercial procurando aumentar seu bem-estar.

A interação entre os formuladores de política e os grupos organizados é modelada por

pagamentos feitos ao governo em troca de proteção, daí o nome do modelo Protection for Sale (PFS).² Do outro lado, o governo maximiza sua função objetivo com dois componentes: a receita proveniente dos lobbies e o bem-estar geral da economia, interpretado como o bem-estar dos eleitores. As tarifas de equilíbrio são o resultado de um jogo de *common agency*, onde vários mandantes (lobbies) tentam influenciar um agente (governo) a adotar uma ação que é custosa para o agente. O custo de implementar a proteção é a eficiência econômica, já que o livre comércio é a política ótima para a pequena economia aberta que o modelo assume. Estas perdas entram na função do governo via o termo de bem-estar geral. Em outras palavras, o governo enfrenta um *trade-off*, ele não pode conceder muita proteção sob a penalidade de não ser reeleito.

O modelo é constituído por uma pequena economia aberta com um contínuo de agentes onde cada indivíduo maximiza a função utilidade:

$$u = x_0 + \sum_{i=1}^n u_i(x_i), \quad (2.1)$$

onde x_0 é o bem numerário, que tem preço doméstico e internacional unitário, e x_i , com $i = 1, 2, \dots, n$, são os outros bens produzidos na economia com preço mundial exógeno p_i^* e preço doméstico p_i . A função é diferenciável, crescente e estritamente côncava.

Os bens são produzidos em competição perfeita, com retornos constantes de escala em um modelo do tipo Ricardo-Viner. O bem numerário é produzido apenas com uma unidade de trabalho. Com a hipótese de uma oferta de trabalho grande o suficiente para a existência de oferta positiva do bem numerário, o salário em equilíbrio competitivo é igual a 1. Os outros bens são produzidos com trabalho e um fator específico k_i para cada setor i . Dado o salário de equilíbrio igual a um, o retorno do capital específico $\pi_i(p_i)$ será determinado apenas pelo preço doméstico p_i .

O governo, por sua vez, tenta maximizar sua função de bem-estar que é composta do bem-estar social $W(\mathbf{p})$, sendo \mathbf{p} o vetor dos preços domésticos, e uma receita proveniente das contribuições dos grupos de interesse. Como a economia é pequena, os preços mundiais

²O modelo é agnóstico quanto a natureza destes pagamentos, podendo abarcar tanto o lobismo legalizado quanto pagamentos ilegais.

são exógenos, e ao escolher as tarifas, o governo acaba determinando o preço doméstico. A receita tarifária é redistribuída para todos os agentes de maneira não distorcionária (*lump-sum*).

Alguns setores são politicamente organizados de forma exógena. Estes lobbies fazem ofertas de contribuições contingentes aos possíveis valores de tarifas que o governo venha a escolher. O governo então escolhe a tarifa que maximiza sua função objetivo. As condições para existência e unicidade do equilíbrio deste tipo de jogo foram analisadas em Bernheim e Whinston (1986), sendo a solução encontrada pela maximização da função:

$$G(\mathbf{p}) = \alpha W(\mathbf{p}) + \sum_{j \in \Lambda} W_j(\mathbf{p}), \quad (2.2)$$

onde α é o peso que o governo dá ao bem-estar social, Λ é o conjunto dos setores organizados e W_j o bem-estar dos donos do fator específico j . O bem-estar destes indivíduos é dado por:

$$W_j(\mathbf{p}) = \pi_j(p_j) + l_j + \frac{N_j}{N} (r(\mathbf{p}) + s(\mathbf{p})), \quad (2.3)$$

sendo π_j o excedente do produtor, l_j a renda do trabalho, $N_j/N = \alpha_j$ a proporção de pessoas que são donas do fator j , e $r(\mathbf{p}) + s(\mathbf{p})$ a soma da receita de tarifas e do excedente do consumidor.

Maximizando $G(\mathbf{p})$ e reescrevendo alguns termos, obtém-se a condição:

$$\alpha(p_j - p_j^*)m_j'(p_j) + (I_j - \alpha_L)y_j(p_j) + \alpha_L(p_j - p_j^*)m_j'(p_j) = 0, \quad (2.4)$$

onde I_j é uma dummy que indica se o setor é politicamente organizado, α_L é a proporção de pessoas que são donas de um fator específico organizado, $y_j(p_j)$ é a oferta doméstica e $m_j(p_j)$ é a importação. É possível simplificar (2.4) utilizando a relação entre a tarifa e os preços, $t_j = (p_j - p_j^*)/p_j^*$, definindo o inverso da penetração de importações como $z_j = y_j/m_j$ e a elasticidade das importações como $e_j = -m_j'(p_j)p_j/m_j$. A substituição destes termos em (2.4) resulta em:

$$\frac{t_i}{1 + t_i} = \left(\frac{I_i - \alpha_L}{\alpha + \alpha_L} \right) \left(\frac{z_i}{e_i} \right). \quad (2.5)$$

Redefinindo os parâmetros, obtém-se a chamada equação de proteção:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \gamma \frac{z_i}{e_i} + \delta I_i \frac{z_i}{e_i}, \quad (2.6)$$

onde $\gamma = -\alpha_L/(\alpha + \alpha_L) < 0$, $\delta = 1/(\alpha + \alpha_L) > 0$ e $\gamma + \delta > 0$. Esta equação diz que a força da proteção é decrescente ao inverso da penetração de importações se uma indústria não é organizada ($\gamma < 0$ e $I = 0$) e crescente na indústria organizada ($\gamma + \delta > 0$ e $I = 1$).

2.2.1 Evidências

Os estudos empíricos de Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000) reivindicam evidências positivas para o modelo PFS. Goldberg e Maggi (1999) usam dados de barreiras não-tarifárias (NTB) dos EUA na classificação SIC de 3 dígitos para testar a equação de proteção em uma cross section de 1983. A dummy de organização política é construída com base em dados de contribuições de Political Actions Committee (PAC), organizações que arrecadam dinheiro de membros para financiar campanhas eleitorais. Gawande e Bandyopadhyay (2000) é um estudo similar, baseado nos mesmos dados, mas com diferenças metodológicas. Eles diferem na construção da variável dummy a partir dos dados de contribuição e como usar as elasticidades obtidas de Shiells, Stern e Deardorff (1986) na regressão, se no lado esquerdo para evitar erros de medida ou no lado direito, mas ponderados pelos erros padrão. Além disso, Gawande e Bandyopadhyay (2000) modifica o modelo PFS incluindo comércio de bens intermediários e usa uma abordagem de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS), enquanto Goldberg e Maggi (1999) usa uma abordagem de máxima verossimilhança especificando uma equação adicional para a determinação de importações.

Em ambos os casos, os autores estão interessados em estimar os sinais dos coeficientes γ e δ e sua soma. Os estudos apresentam os resultados esperados, isto é, uma relação positiva das tarifas com $I(z/e)$ e negativa com z/e . Apesar de os sinais dos coeficientes serem estatisticamente significantes, a magnitude dos valores levanta questionamentos sobre a significância econômica do modelo. A partir dos valores de γ e δ , Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000) encontram um α de 61 e 3.175

respectivamente. Os valores encontrados implicam um peso da população ($\alpha/1 + \alpha$) na função objetivo do governo de 98,5% e 99,9%. Estas magnitudes indicam que o governo atua quase que exclusivamente preocupado com o bem-estar dos eleitores. Em outras palavras, estes estudos dão amparo empírico para a equação de proteção, mas o governo se comporta quase como se não houvesse lobby.

McCalman (2004) estima a equação de proteção com objetivo de entender a política comercial pré e pós-liberalização implantada na Austrália. Duas cross-sections (1968 e 1992) com 34 observações cada são utilizadas. A variável dependente é a tarifa nominal e o modelo empírico é estendido com tarifas em bens intermediários. A dummy de organização política utiliza dados do *Tariff Board*, o órgão consultivo de política comercial da Austrália, para identificar setores que pediram algum tipo de proteção. O autor usa uma abordagem 2SLS para dar conta da endogeneidade das importações e conduz uma análise de sensibilidade com nove diferentes especificações, cada uma com um conjunto diferente de instrumentos. Assim como Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000), os coeficientes apresentam os sinais esperados, e o valor estimado para α é aproximadamente 40, implicando um peso social de 97,5%.

Mitra, Thomakos e Ulubaşođlu (2002) estimam para a Turquia a equação de proteção através de 2SLS não linear para quatro cross-sections entre 1983 e 1990. Utilizam como variável dependente a tarifa nominal, a tarifa efetiva e índice de cobertura de BNTs. A variável de organização política foi construída a partir de dados de pertencimento de membros à *Turkish Industrialists and Businessmen Association* (TUSIAD). Os autores também acham resultados que confirmam a equação de proteção, com valores dos parâmetros similares ao dos estudos anteriores.

Calfat, Ganame e Flores (2000) analisam a validade da equação de proteção para o ano de 1996 para os quatro países membros do Mercosul à época. Os autores utilizam dados para 27 setores industriais destes países. Como proxy para as elasticidades reais, são utilizadas as elasticidades estimadas por Shiells, Stern e Deardorff (1986) para os EUA. A variável de organização política é igual a um quando o índice de concentração do setor analisado é maior que 50%. Os resultados, estimados através de 2SLS, são significativos

apenas para o Brasil e o Uruguai. No caso brasileiro o resultado encontrado é um peso para os consumidores de quase 100%.

Silva Jr (2004) tenta estimar a equação de proteção para o Brasil com um painel de dados entre 1991 e 1998. Para construir a dummy de organização política, o autor usa o mesmo procedimento de Calfat, Ganame e Flores (2000) e considera organizado o setor com índice de concentração maior que 50%. A estimação foi feita através de um modelo de efeitos fixos. Os resultados foram positivos, com o peso social também próximo de 100%.

Baumann e Messa (2017) estimam uma versão particular da equação de proteção assumindo que todos os setores são organizados e que uma parte negligente da população é representada por interesses lobistas. Neste caso, a equação de proteção é simplificada ao passar todas as variáveis para o lado esquerdo da equação sendo possível proceder com uma estimação por OLS.³ Os dados utilizados são de 2005 a 2013, e as elasticidades utilizadas são provenientes de Kee, Nicita e Olarreaga (2008). O resultado encontrado é um peso dado para o bem-estar mais baixo que o encontrado na literatura internacional, entre 65% e 75%. Em um exercício similar para um conjunto de 54 países, mas apenas para os anos 1988-2000, Gawande, Krishna e Olarreaga (2009) encontram um valor de 96% para o peso do bem-estar social no Brasil, em contraste ao resultado de Baumann e Messa (2017).

2.2.2 Críticas

A evidência positiva acima destacada foi questionada em bases empíricas e teóricas por várias investigações ao longo do tempo.

McLaren (2016) faz duas críticas teóricas ao discutir o modelo PFS. A primeira crítica refere-se ao irrealismo do mecanismo lobista. Segundo o autor, o modelo PFS não é adequado porque os grupos de interesse pagam as contribuições de forma condicional à implementação da política. No mundo real, as contribuições são pagas independentemente da execução ou não de sua realização. O lobby condicional é somente viável quando

³Uma discussão mais aprofundada sobre este trabalho é feita na seção de resultados.

o seu esquema de funcionamento for executável (*enforceable*), mas geralmente não há mecanismo que os grupos de interesse possam apelar para garantir a execução do contrato. No contexto do Brasil, o lobby não é legal, o que dificulta a obtenção de dados sobre seu desempenho. Por outro lado, sabe-se que as empresas brasileiras subornam os políticos para executar suas ações diretamente.

A segunda crítica refere-se ao irrealismo do modelo de fatores específicos para tratar de questões redistributivas. Por construção, o modelo PFS não tem distorções no mercado de trabalho. O salário é sempre unitário, o valor normalizado do numerário. Isto significa que um trabalhador não vai ser prejudicado pela importação de um produto do setor onde ele trabalha. Como ele continua recebendo o numerário, mesmo com a concorrência externa, e os produtos importados são mais baratos, o salário real dele aumenta. Ou seja, a concorrência de importações em um setor não tem efeito negativo sobre os trabalhadores deste setor, o que vai de encontro com uma das motivações do discurso protecionista que é proteger empregos e salários. A evidência empírica mostra que os salários são reduzidos nos setores afetados pela competição internacional (AUTOR; DORN; HANSON, 2016).

Gawande e Krishna (2003) apontam duas críticas do ponto de vista econométrico. A primeira refere-se à escolha da variável dependente que é geralmente entre a alíquota das tarifas ou a cobertura das barreiras não-tarifárias. Os estudos que utilizam BNTs argumentam pelo não uso das tarifas, porque elas são decididas multilateralmente nas rodadas comerciais, indo contra o espírito do modelo de decisão unilateral do governo. Entretanto, Matschke (2008) mostra que a escolha de BNTs como instrumento de política é inconsistente com o modelo PFS, porque uns dos elementos levados em conta na maximização de bem-estar do governo é a receita gerada pelas tarifas, que é ausente no uso das BNTs. Além disso, não existe uma relação direta entre BNTs e proteção. Por exemplo, um setor pode ser protegido por cotas em todos os seus produtos, mas estas cotas podem não ser preenchidas, levando a uma proteção equivalente de 0% enquanto a cobertura é de 100%.

O segundo problema econométrico refere-se à construção da variável dummy. Para a análise dos EUA, os estudos utilizam contribuições dos PACs como base. Porém, o dinheiro doado para PACs serve para fazer pressão em todas as políticas de interesses

dos setores econômicos representados, não somente em relação à política comercial. Além disto, não está incluído nos PACs o dinheiro dos lobbies de sindicatos, que são uma parte interessada na proteção. Entretanto, o maior problema de se utilizar contribuições é que estas são endógenas ao modelo. Duas considerações são necessárias. Primeiro, é que no momento da estimação é preciso levar em conta a endogeneidade da dummy. Segundo, e mais problemático, é a crítica de Imai, Katayama e Krishna (2013). Os autores mostram que erros de classificação nas dummies levam a viés na estimação, mesmo com a utilização de variáveis instrumentais. Os autores argumentam ainda que os estudos de Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000) classificaram as dummies com erro, pois o método de construção é incompatível com o equilíbrio endógeno das contribuições.

Ederington e Minier (2008) apresentam duas críticas, e ao tentar incorporá-las formalmente ao modelo PFS, acabam por mudar os resultados esperados. A primeira mudança leva em conta que nem toda contribuição de lobby é para política comercial. Os autores colocam uma política de subsídio para produção como alternativa às tarifas no modelo PFS. O resultado do modelo se torna o livre comércio, porque subsídios são mais eficientes como forma de redistribuição que as tarifas. O outro ponto abordado pelos autores é que a equação de proteção (2.6) prevê a existência de tarifas negativas. A literatura empírica, de forma arbitrária, adiciona um intercepto na equação econométrica, visto não haver dados de tarifa negativa em nenhum país. O nível de proteção dado pelo intercepto é justificado por motivos alheios ao lobby. Para verificar a validade desta hipótese, Ederington e Minier (2008) adicionam um nível de proteção ao modelo que não tem relação com os lobbies, de forma a gerar um intercepto na equação de proteção. Esta adição leva a uma inversão dos resultados esperados: tarifas para indústrias não organizadas são positivas e se tornam crescentes em z/e . Segundo esta crítica, os estudos econométricos originais ao colocar um intercepto estão na verdade apresentando evidência contra o modelo.

Por último, existe a crítica da relevância econômica dos resultados. As estimativas encontram um valor alto para o parâmetro α , implicando um peso de eficiência na função de bem-estar do governo muito próximo de 100%. Isto abala a própria motivação dos modelos de economia política, pois significa que o governo está atuando quase de maneira

equivalente a um governo eficiente.

2.3 Política comercial brasileira

A política comercial brasileira é altamente centralizada no executivo desde a promulgação pelo congresso da Lei de Tarifas Aduaneiras de 1957. Esta legislação delegou ao executivo a aplicação da política comercial. O órgão criado para a execução foi o Conselho de Política Aduaneira, pertencente ao Ministério da Fazenda. Entretanto, até as primeiras reformas comerciais de 1988, a real aplicação da política comercial não se dava em termos de tarifas, mas sim de atos administrativos, tais como expedição de licenças especiais de importação, atestado de similaridade nacional, e da existência de regimes especiais setoriais. A execução destas políticas era ditada pela Carteira de Comércio Exterior do Banco do Brasil, a Cacex, também subordinada ao poder executivo. Em 1990, o governo Collor fechou a Cacex, mas a política comercial ainda ficou nas mãos do executivo. A Câmara de Comércio Exterior (CAMEX) surgiu como órgão unificador da política comercial em 1995, sendo sua influência desde lá disputada entre o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC) e o Ministério das Relações Exteriores (MRE). Um breve relato institucional das instâncias deliberativas da política comercial pode ser encontrado em Fernandes (2010).

Esta construção institucional centralizada está intimamente ligada à trajetória protecionista do Brasil. A escolha da estratégia de substituição de importação por boa parte da América Latina durante o século XX levou naturalmente ao isolacionismo comercial. Esta situação só mudou com a reforma comercial dos anos 90. Até 1987, as importações brasileiras consistiam apenas de produtos sem fabricação nacional ou esporadicamente de produtos em falta no mercado interno por excesso de demanda. Existiam diversos tipos de proteções, incluindo altas tarifas, listas de proibição, cotas e regimes especiais de tributação. Em 1988, a estrutura tarifária era basicamente a vigente em 1957 com incidência de impostos adicionais, tal como IOF, e ampla utilização de barreiras não tarifárias.

Uma série de reformas liberalizantes foram feitas no período 1988-1998, incluindo a criação e entrada no Mercosul. No final de 1987, no governo Sarney, o Conselho de Política

Aduaneira fez uma proposta de reforma com a eliminação de barreiras não tarifárias e a redução do excesso de proteção tarifária, para obter o alinhamento aos preços internacionais. Essa reforma é parcialmente feita na metade de 1988 e implementada em 1989. A partir deste momento, as tarifas começam a representar o verdadeiro grau de proteção da economia brasileira, com a eliminação de todas as medidas administrativas que impediam a importação. Em 1989, o governo Collor é eleito com uma programa político liberal, sendo um dos pontos a liberalização comercial. Assim que toma posse, o governo anuncia um calendário gradual de redução de tarifas para ser completado até o final de seu mandato. A primeira rodada de redução de tarifas começa em 1991, sendo que as outras rodadas tiveram seu calendário antecipado, com todo o processo completo na metade de 1993, já no governo Itamar Franco. O Plano Real também contribuiu para o aprofundamento da liberalização. Devido às preocupações inflacionárias, o governo aumentou a oferta de importados para contribuir com a estabilização de preços. Nesse mesmo período, com a assinatura do tratado do Mercosul, a Tarifa Externa Comum entra em vigor, e no final de 1994, o país tem a menor tarifa média da sua história, 10,2%. Com as crises externas na segunda metade dos anos 90, o governo aumenta as tarifas para evitar problemas de reservas, e em 1998, ao fim de todo o processo, a tarifa média é de 13,4% (KUME; PIANI; SOUZA, 2003).

2.4 Metodologia

A equação de proteção (2.6) pode ser transformada em um modelo econométrico com a adição de um termo de erro:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \gamma \frac{z_i}{e_i} + \delta I_i \frac{z_i}{e_i} + \varepsilon_i. \quad (2.7)$$

Para estimar esta equação são necessários dados de quatro variáveis na dimensão das indústrias: (i) alíquota das tarifas, (ii) inverso da penetração de importação, (iii) elasticidade de demanda da importação e (iv) uma variável binária de organização política. As variáveis (i) e (ii) podem ser encontradas diretamente em fontes estatísticas governamen-

tais, enquanto a variável (iii) é estimada com base em dados publicamente disponíveis. Resta ao pesquisador classificar os setores em politicamente organizados ou não.

Período. A escolha do período de análise apresenta algumas restrições. Como se pretende utilizar a tarifa como variável dependente, pois o uso de BNTs não é teoricamente justificado, não seria recomendável testar a equação com dados anteriores a 1989, pois para este período a tarifa não se configura como uma boa medida de proteção devido às redundâncias tarifárias. Além disto, a existência de regimes especiais, listas de importação e outras medidas administrativas não garantem que a estrutura tarifária refletia a proteção comercial. Após 1995, ao menos teoricamente, o modelo PFS não seria adequado para o estudo da estrutura tarifária, pois a política comercial brasileira passa a ser decidida no âmbito do Mercosul. Um argumento que permitiria a utilização dos dados tarifários pós-1995 é que o Brasil é o maior determinante da TEC, como Olarreaga e Soloaga (1998) inferem, e que ela reflete, em último caso, os interesses brasileiros. Dadas estas considerações, foram escolhidos dois anos, 1989 e 1994, para refletir a tarifa pré e pós-liberalização comercial. Após a entrada do Mercosul, como um teste adicional, serão utilizados os dados de 2000 e 2005.

Os dados formam cross-sections onde a unidade de observação é o setor industrial. Para 1989 e 1994, a classificação utilizada é o Nível 80 do IBGE. Em certos casos, a unidade de observação foi colapsada para o Nível 50 para garantir a compatibilidade de dados de outras variáveis. Para 2000 e 2005, as indústrias correspondem ao Sistema de Contas Nacionais – Referência 2000.

Tarifas. Os dados de tarifa nominal e efetiva para 1989 e 1994 foram retirados de Kume, Piani e Souza (2003). Os dados de 2000 e 2005 têm como fonte Castilho (2009). Os dados de tarifa representam a tarifa média aplicada no caso da tarifa nominal e a tarifa ponderada pelo fluxo de livre-comércio no caso da tarifa efetiva.

Importação. Os dados de penetração de importações são de Muendler (2003) para os anos de 1989 e 1994. Os dados de penetração são calculados como a proporção das importações sobre a absorção doméstica. Para os anos de 2000 e 2005 os dados de penetração foram calculados de acordo com as matrizes insumo-produto divulgadas pelo

IBGE, utilizando a hipótese de market-share constante.

Elasticidade. Os dados das elasticidades foram retirados de Tourinho, Kume e Pedroso (2007). As elasticidades obtidas são elasticidades de Armington estimadas com dados de 1989 a 2002. Estas estimativas serão utilizadas para as cross-sections de 1989 e 1994. Para os anos de 2000 e 2005 serão utilizadas as elasticidades de substituição de importação estimadas por Kume e Piani (2011a) para o ano de 2005.

Organização Política. Duas abordagens são possíveis para a construção da variável binária de organização política. A primeira é utilizar dados de contribuições para campanhas eleitorais, como Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000). A outra opção é utilizar a estratégia de McCalman (2004) e Mitra, Thomakos e Ulubaşođlu (2002) e procurar em arranjos institucionais outras possíveis fontes de indícios de organização política.

Devido à falta de dados sobre contribuições de campanha compatível com o período estudado, a segunda alternativa foi escolhida.⁴ Para as cross-sections de 1989 e 1994, a dummy foi derivada da lista de organizações empresariais oficialmente listadas como parte interessada na Assembleia Nacional Constitucional de 1988. Esses dados são retirados de Aragão (1994). Cada organização é então classificada em um ou mais setores. A variável assume um valor se um setor tiver uma ou mais organizações classificadas nessa indústria. Para as cross-sections de 2000 e 2005, a dummy política foi derivado do Mapa Estratégico da Indústria de 2005 da Confederação Nacional das Indústrias (CNI). A CNI é a associação industrial nacional que representa sindicatos patronais de todos os setores industriais. Em 2005, publicaram o Mapa Estratégico da Indústria, um documento listando objetivos que a indústria brasileira deveria perseguir em relação às políticas econômicas. O documento lista todas as organizações empresariais locais e nacionais que contribuíram para o documento e tiveram seus interesses representados. A dummy de organização política foi derivada com base nesta lista. As duas variáveis são mostradas nas Tabelas 2.1 e 2.2.

⁴O Tribunal Superior Eleitoral disponibiliza dados de contribuições eleitorais em formato digital somente a partir do ano de 2002. Além deste problema, também pode-se questionar a qualidade destes dados para inferir a organização política dos setores. É notório que no Brasil grande parte das contribuições são feitas por vias não oficiais, o que distorceria a quantidade doada por setores e com grande probabilidade causaria erros de classificação.

Tabela 2.1 Variável de organização política, 1989 - 1994

Código	Descrição	Valor
0401	Produtos minerais não-metálicos	0
05	Siderurgia	1
0601	Produtos metalúrgicos não-ferrosos	0
0701	Outros produtos metalúrgicos	1
0801	Fabricação e manutenção de máquinas e equipamentos	1
0802	Tratores e máquinas de terraplanagem	1
1001	Material elétrico	1
1101	Equipamentos eletrônicos	1
1201	Automóveis, caminhões e ônibus	1
1301	Outros veículos e peças	1
1401	Madeira e mobiliário	0
1501	Papel, celulose, papelão e artefatos	0
1601	Produtos derivados da borracha	0
18	Refino do petróleo e indústria petroquímica	0
2001	Produtos farmacêuticos e de perfumaria	1
2101	Artigos de plástico	0
22	Indústria têxtil	0
2301	Artigos do vestuário	0
2601	Arroz beneficiado	0
2603	Outros produtos vegetais beneficiados	0
2701	Carne bovina	0
28	Resfriamento e preparação do leite e laticínios	0
3001	Óleos vegetais em bruto	0
3002	Óleos vegetais refinados	0
3101	Outros produtos alimentares inclusive rações	0
3102	Bebidas	0
3201	Produtos diversos	0

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os códigos de quatro dígitos referem-se à classificação Nível 80 e os de dois dígitos ao Nível 50.

Tabela 2.2 Variável de organização política, 2000 - 2005

Código	Descrição	Valor
0203	Outros da indústria extrativa	1
0301	Alimentos e Bebidas	1
0302	Produtos do fumo	0
0303	Têxteis	1
0304	Artigos do vestuário e acessórios	1
0305	Artefatos de couro e calçados	1
0306	Produtos de madeira - exclusive móveis	1
0307	Celulose e produtos de papel	1
0308	Jornais, revistas, discos	1
0309	Refino de petróleo e coque	0
0311	Produtos químicos	1
0312	Fabricação de resina e elastômeros	1
0313	Produtos farmacêuticos	1
0314	Defensivos agrícolas	1
0315	Perfumaria, higiene e limpeza	0
0316	Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	0
0317	Produtos e preparados químicos diversos	1
0318	Artigos de borracha e plástico	1
0319	Cimento	1
0320	Outros produtos de minerais não-metálicos	1
0321	Fabricação de aço e derivados	1
0322	Metalurgia de metais não-ferrosos	1
0323	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	1
0324	Máquinas e equipamentos, inclusive manutenção e reparos	1
0325	Eletrodomésticos	1
0326	Máquinas para escritório e equipamentos de informática	0
0327	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	1
0328	Material eletrônico e equipamentos de comunicações	1
0329	Aparelhos/instrumentos médico-hospitalar, medida e óptico	0
0330	Automóveis, camionetas e utilitários	1
0331	Caminhões e ônibus	1
0332	Peças e acessórios para veículos automotores	1
0333	Outros equipamentos de transporte	0
0334	Móveis e produtos das indústrias diversas	1

Fonte: Fonte: Elaboração própria.

Nota: Os códigos referem-se à classificação do Sistema de Contas Nacionais - Referência 2000.

Os dados brutos foram tratados da seguinte forma: foram excluídos os setores que não tinham observações para tarifa ou penetração de importação e também que apresentavam elasticidades não significativas ou com sinal negativo. Na Tabela 2.3 são apresentadas as estatísticas descritivas. A Figura 2.1 mostra a distribuição entre a tarifa nominal, a tarifa efetiva e a penetração das importações.⁵ É possível notar como a proteção foi reduzida entre 1989 e 1994 a como a penetração das importações aumentou em resposta à reforma comercial. Durante o período 2000-2005, o nível tarifário se manteve estável, enquanto a penetração continuou a aumentar.

Tabela 2.3 Estatísticas descritivas

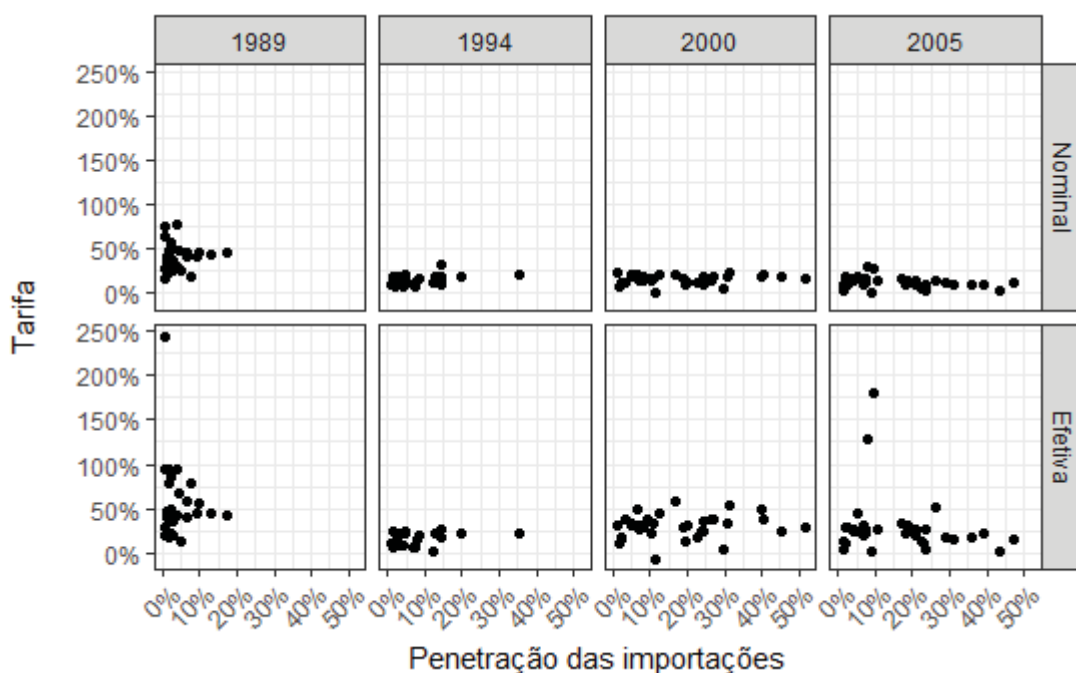
	Ano	Média	D,p,	Min	Máx	n
Tarifa nominal	1989	0,416	0,153	0,170	0,770	27
	1994	0,147	0,058	0,070	0,328	27
	2000	0,158	0,052	0,010	0,230	34
	2005	0,125	0,062	0,008	0,307	34
Tarifa efetiva	1989	0,565	0,451	0,134	2,443	27
	1994	0,163	0,072	0,030	0,277	27
	2000	0,299	0,134	-0,060	0,586	34
	2005	0,297	0,340	0,018	1,800	34
Penetração	1989	0,041	0,041	0,004	0,171	27
	1994	0,078	0,076	0,009	0,351	27
	2000	0,178	0,136	0,014	0,519	34
	2005	0,159	0,129	0,013	0,471	34
Elasticidades	1989	1,494	0,960	0,160	3,590	27
	1994	1,494	0,960	0,160	3,590	27
	2000	5,376	1,403	3,200	10	34
	2005	5,376	1,403	3,200	10	34

Fonte: Kume, Piani e Souza (2003), Castilho (2009), Muedler (2003), IBGE, Kume e Piani (2011a), Tourinho, Kume e Pedroso (2007).

Em princípio, o modelo PFS é um modelo estático e pede uma análise de cross-section. O uso de dados do painel é comprometido, pois a unidade de observação em nosso conjunto de dados muda com o tempo. Devido a possíveis erros de mensuração nos dados de elasticidade, a equação de proteção será estimada com elasticidades no lado esquerdo da equação como em Goldberg e Maggi (1999). O estimador utilizado será o de mínimos quadrados de dois estágios (2SLS) para tentar superar a endogeneidade das importações. As variáveis instrumentais utilizadas são a proporção de cientistas e funcionários de carreiras

⁵No Anexo A, as Tabelas A.1 e A.2 apresentam estes dados por setor industrial.

Figura 2.1: Proteção tarifária e penetração das importações, 1989 - 2005



Fonte: Kume, Piani e Souza (2003), Castilho (2009), Muendler (2003) e IBGE.

profissionais, e a proporção de diretores e executivos empregados em cada setor, como em McCalman (2004). Estas variáveis pretendem representar vantagens comparativas setoriais intrínsecas que não são afetadas pela política comercial. Os dados são provenientes da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho, e a classificação dos empregados é feita de acordo com a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO).

2.4.1 Regressões quantílicas

Dado que a classificação da dummy de organização política sempre envolve algum tipo de arbitrariedade, também foi utilizada a metodologia de Imai, Katayama e Krishna (2013) para testar a equação de proteção que não depende desta informação.

O fato de haver erro de classificação na variável de organização política acaba com a consistência das estimativas. Na equação (2.7), é necessária uma estratégia para lidar com a endogeneidade da penetração de importações. Entretanto, se a classificação das indústrias for incorreta, os erros se tornam relacionados com a penetração de importações. Seja $\eta_i = I_i - I'_i$ o erro de classificação, sendo I_i a classificação verdadeira e I'_i a classificação

utilizada. A equação estimada será dada por:

$$\frac{t_i}{1+t_i} = \gamma \frac{z_i}{e_i} + \delta I'_i \frac{z_i}{e_i} + \zeta_i, \quad (2.8)$$

onde $\zeta_i = \delta \eta_i(z_i/e_i) + \epsilon_j$. Qualquer possível instrumento para z_i/e_i vai ser correlacionado com o erro ζ_i , exceto no caso extremo de η_i ter média zero e ser independente de z_i/e_i . Desta maneira, é pouco provável achar um instrumento que seja correlacionado com a penetração das importações e não correlacionado com os erros.⁶

Para resolver este problema, Imai, Katayama e Krishna (2013) propõem uma maneira alternativa de teste do modelo sem a necessidade de dados de organização política. A partir da equação de proteção, verifica-se que z/e tem um impacto negativo no nível de proteção de setores não organizados ($\gamma < 0$) e positivo para organizados ($\gamma + \delta > 0$); e que dado z/e , setores organizados têm maior proteção que setores não organizados. Desta maneira é possível afirmar que, dado z/e , setores mais protegidos têm maior probabilidade de serem organizados. Em outras palavras, para os setores organizados, a inclinação da equação (2.6) é positiva, e para os setores não organizados, negativa. Assim, para um dado valor de z/e , as tarifas mais altas têm maior probabilidade de pertencer a setores organizados.

Para testar formalmente esta ideia, os autores utilizam uma regressão quantílica para estimar a equação:

$$Q_T(\tau|Z) = a(\tau) + b(\tau)Z, \quad (2.9)$$

onde $T = t/(1+t)$, $Z = z/e$ e $Q_T(\tau|Z)$ é a função quantílica condicional de T no quantil τ . O resultado esperado, caso o modelo PFS seja válido, é que a inclinação da

⁶Goldberg e Maggi (1999) utilizam um determinado valor de contribuição como limite para calcular a dummy, e Gawande e Bandyopadhyay (2000) estimam uma regressão em que a variável dependente é a contribuição por valor adicionado e as variáveis independentes são a interação entre penetração de importações por parceiro comercial dos EUA com dummies setoriais, sendo a dummy política igual a um quando os coeficientes são positivos. Imai, Katayama e Krishna (2013) argumentam que, de fato, estes procedimentos geram erros na classificação das indústrias. Para demonstrar isto, os autores derivam formalmente a relação entre a penetração das importações e contribuições dos lobbies no equilíbrio. Para uma ampla parametrização, a relação encontrada admite que setores organizados podem fazer pequenas contribuições e também que contribuições de campanha são inversamente proporcionais à penetração de importações, contrariando os métodos utilizados por Goldberg e Maggi (1999) e Gawande e Bandyopadhyay (2000). Somente sob condições muito restritas a classificação utilizada nestes estudos apresenta resultados teoricamente compatíveis com o modelo PFS.

reta estimada $b(\tau)$ se aproxime de $\gamma + \delta > 0$ a medida que τ converge para a unidade. Como o problema da endogeneidade da penetração de importações ainda persiste, os autores propõem utilizar uma abordagem de variável instrumental aplicada às regressões quantílicas e estimar:

$$P(T \leq a(\tau) + b(\tau)Z|W) = \tau, \quad (2.10)$$

onde W é o conjunto de instrumentos, a partir do estimador desenvolvido por Chernozhukov e Hansen (2005, 2006). Os resultados esperados dos coeficientes continuam os mesmos da abordagem exógena. Aplicando este teste aos dados de Gawande e Bandyopadhyay (2000), os autores não encontram a relação prevista pela equação de proteção. Os coeficientes encontrados são negativos e decrescentes, questionando a evidência favorável do estudo original.

2.5 Resultados

A especificação da equação de proteção (2.7) não inclui o intercepto e apresenta a tarifa nominal como variável dependente. Mas, como comentado anteriormente, a ausência do intercepto implica a existência de tarifas negativas, uma característica ausente dos dados reais. Além disso, as indústrias protegidas estão interessadas na tarifa efetiva, ou seja, na tarifa que leva em conta a proteção de seus insumos. Desta maneira, o modelo com intercepto e com tarifa efetiva é empiricamente mais plausível.⁷

As Tabelas 2.4 e 2.5 apresentam estimativas de OLS e 2SLS com tarifa nominal e tarifa efetiva como variáveis dependentes para os anos 1989 e 1994. Para ambos os anos, os resultados do OLS são similares e não mostram coeficientes estatisticamente significantes. As estimativas pontuais também não apresentam os sinais esperados, negativo para z e positivo para a interação $z \times I$. Esse padrão é indicativo de não aderência dos dados à equação de proteção. As estimativas por variáveis instrumentais também são semelhantes neste sentido. Os coeficientes mudam ligeiramente de magnitude, mas também permane-

⁷Ao contrário da tarifa nominal, a tarifa efetiva pode ser negativa. Em nossa amostra há uma observação com um valor negativo para a tarifa efetiva, o que não é suficiente para justificar um modelo sem intercepto. De qualquer modo, modelos sem intercepto foram estimados e as conclusões são as mesmas das apresentadas nesta seção.

cem com sinais não compatíveis com a teoria e sem significância estatística. O teste de instrumentos fracos é rejeitado enquanto o teste de sobreidentificação não é rejeitado.

Tabela 2.4 Regressões - 1989

	Tarifa Nominal $\times e$		Tarifa Efetiva $\times e$	
	<i>OLS</i>	<i>VI</i>	<i>OLS</i>	<i>VI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
z	0,001 (0,001)	0,003 (0,002)	0,001 (0,001)	0,004 (0,003)
$z \times I$	-0,001 (0,001)	-0,003 (0,002)	0,0001 (0,002)	-0,003 (0,003)
Constante	0,412*** (0,105)	0,349*** (0,117)	0,465*** (0,129)	0,380** (0,157)
Weak Instruments		0,00 0,00		0,00 0,00
Sargan		0,41		0,33
Observações	27	27	27	27

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Tabela 2.5 Regressões - 1994

	Tarifa Nominal $\times e$		Tarifa Efetiva $\times e$	
	<i>OLS</i>	<i>VI</i>	<i>OLS</i>	<i>VI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
z	0,0003 (0,001)	0,002 (0,002)	0,0004 (0,001)	0,002 (0,002)
$z \times I$	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,003)
Constante	0,199*** (0,045)	0,154*** (0,057)	0,221*** (0,051)	0,162** (0,071)
Weak Instruments		0,00 0,01		0,00 0,01
Sargan		0,34		0,23
Observações	27	27	27	27

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Os resultados para os anos 2000 e 2005 são mostrados em Tabelas 2.6 e 2.7. Os

resultados para os coeficientes destes anos apresentam uma evolução em relação às cross-sections anteriores por apresentar sinais esperados, negativo para z e positivo para o termo de interação. Entretanto, a grande maioria dos coeficientes não é estatisticamente significativa. Nas estimativas por OLS, nenhum dos coeficientes apresenta significância. Já no modelo de variáveis instrumentais, o modelo com tarifa efetiva para o ano 2000 e o modelo com tarifa nominal para o ano 2005 apresentam coeficientes estatisticamente significantes ao nível de 10%. Porém, eles violam a condição de que sua soma seja positiva, impossibilitando qualquer estimativa do parâmetro de bem-estar social. Desta maneira, mesmo estes resultados positivos não contribuem para a validade do modelo. Em resumo, as estimativas dos modelos para as quatro cross-sections parecem indicar falta de evidência para o modelo PFS.

Tabela 2.6 Regressões - 2000

	Tarifa Nominal $\times e$		Tarifa Efetiva $\times e$	
	<i>OLS</i>	<i>VI</i>	<i>OLS</i>	<i>VI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
z	-0,036 (0,023)	-0,040 (0,037)	-0,086 (0,060)	-0,141* (0,074)
$z \times I$	0,029 (0,022)	0,032 (0,032)	0,072 (0,058)	0,116* (0,064)
Constante	0,852*** (0,077)	0,883*** (0,131)	1,486*** (0,155)	1,675*** (0,283)
Weak Instruments		0,01 0,00		0,01 0,00
Sargan		0,07		0,09
Observações	34	34	34	34

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Algumas especificações alternativas também foram testadas para verificar a sensibilidade das regressões. A primeira alternativa foi definir o parâmetro α_L na equação (2.5) como zero. Isso equivale à hipótese de que uma parte insignificante da população é representada por lobbies, o que é razoável de se assumir no caso brasileiro. Com essa suposição, γ se torna zero na equação (2.6) e as tarifas agora dependem apenas do termo de interação

Tabela 2.7 Regressões - 2005

	Tarifa Nominal $\times e$		Tarifa Efetiva $\times e$	
	<i>OLS</i>	<i>VI</i>	<i>OLS</i>	<i>VI</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
z	-0,029* (0,017)	-0,083* (0,046)	-0,056 (0,040)	-0,229 (0,143)
$z \times I$	0,024 (0,016)	0,061* (0,034)	0,045 (0,037)	0,162 (0,105)
Constante	0,701*** (0,092)	1,035*** (0,308)	1,357*** (0,260)	2,420** (0,952)
Weak Instruments		0,00 0,00		0,00 0,00
Sargan		0,35		0,52
Observações	34	34	34	34

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

$z \times I$ entre a penetração de importações e a variável política.

Os resultados desta especificação estão na Tabela 2.8. São reportados somente os resultados para o modelo de variáveis instrumentais, sendo que os resultados do modelo OLS são qualitativamente iguais. No caso desta especificação, o sinal esperado do coeficiente $z \times I$ é positivo. As estimativas pontuais, porém, são todas negativas e também estatisticamente não significativas. Estes resultados são encontrados para todos os anos da amostra.

Um segunda especificação alternativa é considerar que todas as indústrias são politicamente organizadas. Enquanto a hipótese de $\alpha_L = 0$ apresenta um maior apelo empírico, a hipótese de organização política de todos os setores é menos plausível. Assumir a organização de todos os setores significa dizer que todos eles ativamente oferecem ofertas de políticas tarifárias ao governo. Neste caso, a dummy de organização política é igual a um para todas as indústrias, e a equação (2.6) passa ter como variável explicativa somente o termo z . É interessante notar que esta hipótese é observacionalmente equivalente a assumir conjuntamente um modelo que faça a hipótese de $\alpha_L = 0$ e que todos os setores sejam organizados, já que neste caso, a equação (2.6) também passa a depender somente

Tabela 2.8 Regressões VI com $\alpha_L = 0$

	1989		1994		2000		2005	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$z \times I$	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,005 (0,005)	-0,011 (0,010)	-0,006 (0,005)	-0,022 (0,014)
Constante	0,502*** (0,086)	0,584*** (0,112)	0,208*** (0,034)	0,232*** (0,039)	0,789*** (0,095)	1,345*** (0,206)	0,687*** (0,128)	1,459*** (0,363)
Weak Instruments	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00
Sargan	0,24	0,19	0,32	0,19	0,08	0,02	0,02	0,04
Observações	27	27	27	27	34	34	34	34

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Para cada ano, a variável dependente é a tarifa nominal para a primeira coluna e a tarifa efetiva para a segunda coluna.

do termo z . No primeiro caso, o coeficiente estimado representa $(1 - \alpha)/(\alpha + \alpha_L)$, e no segundo caso ele é dado por $1/\alpha$. Baumann e Messa (2017) e Gawande, Krishna e Olarreaga (2009) estimam o modelo com as duas hipóteses conjuntas, pois desta maneira é possível recuperar o parâmetro α a partir do coeficiente estimado e assim calcular o peso relativo entre o bem-estar dos eleitores e dos lobbies. Independentemente da posição assumida, é esperado que o coeficiente estimado em z tenha uma magnitude positiva.

Na Tabela 2.9 é possível verificar os resultados. O primeiro ponto que se nota é que os coeficientes têm o sinal esperado de acordo com a teoria para os anos de 1989 e 1994. Porém, eles não são significativos, indicando novamente a falta de aderência dos dados ao modelo teórico. No caso das estimativas de Baumann e Messa (2017) e Gawande, Krishna e Olarreaga (2009), os resultados encontrados foram estatisticamente significantes e positivos, mas eles divergem quanto a magnitude encontrada. Enquanto Gawande, Krishna e Olarreaga (2009) encontra um valor que implica um peso de 96% no bem-estar social, Baumann e Messa (2017) encontram um valor associado entre 65% e 75%, indicando uma importância razoável para os lobbies. A discrepância dos resultados destes estudos indica novamente um problema a ser reconciliado. Em parte, estas estimativas divergentes podem ser atribuídas a diferentes anos de investigação e fontes de dados, já que a metodologia empregada é a mesma entre ambos os estudos.

Os resultados de Silva Jr (2004) e Calfat, Ganame e Flores (2000) também precisam ser

Tabela 2.9 Regressões VI com todas as indústrias organizadas

	1989		1994		2000		2005	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
z	0,002 (0,002)	0,003 (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,006 (0,006)	-0,016 (0,012)	-0,011 (0,007)	-0,037* (0,022)
Constante	0,320*** (0,105)	0,352** (0,146)	0,145*** (0,052)	0,150** (0,064)	0,815*** (0,103)	1,426*** (0,219)	0,780*** (0,165)	1,738*** (0,502)
Weak Instruments	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00
Sargan	0.33	0.36	0.54	0.40	0.09	0.02	0.06	0.13
Observações	27	27	27	27	34	34	34	34

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Para cada ano, a variável dependente é a tarifa nominal para a primeira coluna e a tarifa efetiva para a segunda coluna.

reconciliados com os resultados deste ensaio. Ambos os estudos estimam o modelo original, de forma semelhante às especificações básicas aqui reportadas. Porém, as magnitudes encontradas por estes autores vão ao encontro da literatura internacional, indicando um baixo peso para os lobbies. Neste sentido, é possível justificar as discrepâncias encontradas pelas diferentes bases de dados utilizadas e diferentes períodos de análise. O uso do índice de concentração para construir a variável de organização política a partir de um limite arbitrário é um dos fatores que pode contribuir para a diferença de resultados.

Neste sentido a avaliação de Imai, Katayama e Krishna (2013) ajuda a esclarecer estes questionamentos ao propor um teste que prescinde da informação de organização política. Os resultados encontrado por este procedimento estão nas Tabelas 2.10 e 2.11. As estimativas referem-se às equações (2.9) e (2.10). Para poder estimar com mais precisão as regressões quantílicas, os dados foram empilhados para o período de 1989 e 1994, e para o período de 2000 e 2005.

No caso das regressões quantílicas ordinárias, os coeficientes estimados foram todos positivos para o período 1989-1994 e todos negativos para o período 2000-2005. A significância estatística dos coeficientes é variável, sendo que no primeiro conjunto de dados quatro coeficientes foram significativos a 10%, e no segundo conjunto, sete. Estes resultados não contribuem para a validade do modelo, já que o comportamento esperado para uma evidência positiva é que coeficientes em quantis inferiores sejam negativos e a medida

Tabela 2.10 Regressões quantílicas

1989 - 1994					2000 - 2005				
tau	coeficiente	e.p.	t	p-valor	tau	coeficiente	e.p.	t	p-valor
0,10	0,001	0,001	1,84	0,07	0,10	-0,002	0,002	-1,06	0,29
0,20	0,001	0,001	2,59	0,01	0,20	-0,004	0,001	-3,16	0,00
0,30	0,002	0,001	2,41	0,02	0,30	-0,01	0,001	-4,04	0,00
0,40	0,001	0,001	1,47	0,15	0,40	-0,01	0,001	-4,12	0,00
0,50	0,002	0,001	1,63	0,11	0,50	-0,01	0,002	-3,29	0,00
0,60	0,001	0,001	1,25	0,22	0,60	-0,01	0,003	-2,57	0,01
0,70	0,002	0,001	1,72	0,09	0,70	-0,01	0,004	-1,99	0,05
0,80	0,003	0,002	1,58	0,12	0,80	-0,01	0,004	-2,13	0,04
0,90	0,002	0,004	0,53	0,60	0,90	-0,004	0,01	-0,72	0,48

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 2.11 Regressões quantílicas VI

1989 - 1994					2000 - 2005				
tau	coeficiente	e.p.	t	p-valor	tau	coeficiente	e.p.	t	p-valor
0,10	0,0005	0,001	0,50	0,62	0,10	0,01	0,01	1,30	0,19
0,20	0,001	0,001	1,33	0,18	0,20	0,01	0,01	1,42	0,16
0,30	0,002	0,001	1,63	0,10	0,30	0,01	0,01	1,16	0,24
0,40	0,005	0,002	2,95	0,003	0,40	0,003	0,01	0,29	0,77
0,50	0,01	0,01	1,36	0,17	0,50	0,0004	0,01	0,04	0,97
0,60	0,01	0,01	1,16	0,25	0,60	-0,01	0,02	-0,45	0,65
0,70	0,01	0,01	1,25	0,21	0,70	-0,0003	0,01	-0,04	0,97
0,80	0,01	0,01	1,65	0,10	0,80	-0,02	0,01	-2,52	0,01
0,90	0,02	0,01	1,35	0,18	0,90	-0,01	0,01	-0,84	0,40

Fonte: Elaboração própria.

que os quantis vão se aproximando de 1, os valores passem a ser positivos.

No caso das regressões quantílicas com variáveis instrumentais, quase nenhum coeficiente é significativo. Além disto, os sinais estimados também não seguem o padrão esperado pela teoria. Desta maneira, o teste de Imai, Katayama e Krishna (2013) é condzente com os resultados encontrados nas regressões OLS e 2SLS anteriores, apontando para a falta de evidência empírica do modelo. Como o teste não necessita de variáveis de organização política, essa confirmação independe das questões arbitrárias envolvidas na construção desta variável.

2.6 Considerações finais

Os testes apresentados neste ensaio apontam para a não validade da equação de proteção como processo que determina a estrutura de proteção tarifária do país no período pré e pós-reforma comercial. A evidência internacional por sua vez, aponta para a validade da equação de proteção, apesar das críticas contundentes feitas por parte da literatura. Procedeu-se a uma avaliação do modelo PFS que tentou respeitar as críticas apresentadas, utilizando-se de dados tarifários ao invés de dados não tarifários, escolhendo períodos de análise onde o Brasil tinha autonomia sobre a política comercial e incorporando testes que prescindem de dados sobre organização política.

Mesmo nos casos onde a evidência é positiva, é importante enfatizar que estes são testes somente da equação de proteção, e não do modelo PFS como um todo. Para um teste completo do modelo, todas as suas condições de equilíbrio deveriam ser testadas, como por exemplo, o nível de equilíbrio das contribuições de campanha. Além disto, seria necessário fazer uma hipótese alternativa, isto é, ter um modelo alternativo como explicação. Imai, Katayama e Krishna (2009), por exemplo, criam um modelo mais simples que o modelo PFS, onde a proteção aparece quando há uma “inundação” de importações em determinado setor. Estimando a equação de proteção através dos dados simulados por este modelo, os resultados se mostram compatíveis. Esta é uma indicação de que modelos mais simples também podem ser o processo gerador de dados da equação de proteção.

Discutindo a falha do modelo PFS para o Brasil, é possível pensar no passado quase autárquico do país como um componente importante. A ideia de proteção da indústria nascente não só foi aceita no país a partir do pós-guerra, como foi estendida para estas indústrias mesmo depois de décadas em que elas já não eram mais exatamente “nascentes”. Juntamente com a estrutura extremamente centralizada da decisão da política comercial, com o aspecto patrimonialista do estado brasileiro, é razoável ter por hipótese que os interesses protecionistas estão arraigados e a proteção simplesmente reflete esta estrutura. Desta maneira, um modelo formal que explique o *status quo* talvez tenha mais relevância explicativa ao atrelar a proteção presente à proteção passada, o que combina com o processo de abertura do país nos anos 1990, que manteve os mesmos setores protegidos. Por fim, é importante ressaltar que a ausência de evidência para o modelo PFS não significa que lobbies não sejam determinantes da política comercial brasileira, mas apenas que provavelmente não o são de acordo com os mecanismos do modelo.

3 SEGUNDO ENSAIO:

ANTIDUMPING E A MARGEM EXTENSIVA DAS IMPORTAÇÕES

RESUMO

O Brasil é o quarto maior utilizador de antidumping (AD) entre todos os países-membros da Organização Mundial do Comércio. Juntamente com o gerenciamento da lista de exceções à Tarifa Externa Comum, o AD é o instrumento mais importante na condução da política comercial brasileira. Entretanto, existem poucos estudos no Brasil que procuram mensurar os efeitos quantitativos desta prática na economia. Neste estudo em particular, foi mensurado o efeito de investigações AD na interrupção dos fluxos comerciais de importação, em outras palavras, na margem extensiva de comércio. Através de uma análise de sobrevivência, foi constatado que a exportação proveniente de um país alvo de AD tem uma probabilidade 12% maior de ser encerrada de que a de um país não citado na investigação. O *timing* do efeito não pode ser estimado precisamente como na literatura internacional, mas sugere-se que a parcela principal deste efeito ocorre após a determinação final do direito. Os resultados mostram que o AD é efetivo como medida de restrição de importação na margem extensiva, não somente na margem intensiva como extensamente documentado.

Palavras-Chave: Antidumping, Margem extensiva, Análise de sobrevivência.

JEL: F13, F14, C41.

ABSTRACT

Brazil is the fourth largest user of antidumping (AD) in the world. Together with the handling of the list of exceptions to the Common External Tariff, AD actions are the most important instrument in the conduct of Brazilian commercial policy. However, there are few studies in Brazil that seek to measure the quantitative effects of this practice on the economy. In this particular study, I quantified the effect of AD measures on the interruption of import trade flows, in other words, the extensive trade margin. Through a survival analysis, it was found that export from a target country has a 12 % greater probability of exit than a country not mentioned in the investigation. The timing of the effect can not be estimated precisely as in the international literature, but I suggest that the main portion of this effect occurs after the final duty determination. The results show that AD is effective as a measure of import restriction at the extensive margin, not only at the intensive margin as extensively documented in other studies.

Keywords: Antidumping, Extensive margin, Survival analysis.

3.1 Introdução

Dos três instrumentos de proteção temporária admitidos pela Organização Mundial do Comércio (OMC) - antidumping, direito compensatório e salvaguarda - o antidumping (AD) é o mais utilizado pelos países-membros da instituição. Embora já reconhecido no Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT) de 1947, o seu uso se generalizou a partir da implementação do Acordo Antidumping ao final da Rodada do Uruguai em 1994 e afeta cada vez mais produtos em países desenvolvidos e em desenvolvimento.¹ Apesar de ser previsto e regulado dentro do arcabouço legal multilateral, o antidumping é efetivamente normatizado nas legislações nacionais, tendo os governos discricionariedade para realizar esta tarefa.

Segundo os dados oficiais da OMC, o Brasil é o quarto maior utilizador deste instrumento de defesa comercial. Desde 1995, foram 410 investigações iniciadas, atrás apenas da Índia (888), dos Estados Unidos (659) e da União Europeia (502). O Brasil é considerado parte do chamado grupo dos novos utilizadores de AD, tendo incorporado os dispositivos do GATT à legislação nacional apenas em 1987. Deste grupo também fazem parte Índia, China, Turquia e Argentina, países que começaram a utilizar de forma sistemática o AD a partir dos anos 1990. Ele é assim chamado em contraposição aos tradicionais utilizadores desta medida - Canadá, União Europeia, Estados Unidos e Austrália - que têm suas legislações e uso desenvolvidos desde a primeira metade do século XX (BLONIGEN; PRUSA, 2016).

O uso de AD no Brasil não é só quantitativamente grande, mas também é visto como importante instrumento de política comercial pelos sucessivos governos. Dada a existência do Mercosul, a administração do antidumping, juntamente com as exceções à Tarifa Externa Comum, tornaram-se o principal instrumento que o governo dispõe para impor barreiras ao comércio. Um exemplo da importância do AD foi a atualização da legislação feita pelo Decreto 8.058 de 2013 no Governo Dilma Rousseff dentro do contexto do Plano Brasil

¹O Acordo Antidumping, oficialmente chamado “Agreement on Implementation of Article VI of the General Agreement on Tariffs and Trade 1994”, regula de forma mais detalhada a provisão dada no artigo VI do GATT de 1994 que permite o uso de antidumping. A primeira versão deste acordo foi feita em 1979, ao final da Rodada de Tóquio, como adendo ao GATT de 1947. A Ata Final da Rodada do Uruguai entrou em vigor no Brasil em 1º de janeiro de 1995 através do Decreto 1.355.

Maior. A atualização da legislação teve o propósito específico de aumentar a eficiência e celeridade do instrumento AD, como explicado pelo Ministro da Indústria e Comércio à época (PIMENTEL, 2013).

O antidumping apresenta diversos efeitos sobre as importações e a economia em geral. Sabe-se que ele é efetivo em diminuir o volume de importações dos países citados nas investigações, mas também que aumenta a importação dos mesmos produtos de países não citados, implicando desvio de comércio (BOWN; CROWLEY, 2007). Além disso, as medidas possivelmente afetam produtos que não fazem parte da investigação, desencorajando exportações de outros produtos dos países investigados (VANDENBUSSCHE; ZANARDI, 2010). O antidumping também causa efeitos microeconômicos negativos ao reduzir a produtividade do setor protegido e aumentar o *markup* das empresas (PIERCE, 2011; KONINGS; VANDENBUSSCHE, 2005, 2008), além de provocar danos às firmas exportadoras nos países alvos da medida (LU; TAO; ZHANG, 2013; CHANDRA; LONG, 2013). Apesar da intensidade e dos diferentes efeitos provocados pelo seu uso, pouco se sabe sobre os impactos quantitativos das medidas AD na economia brasileira.

Este ensaio tem como objetivo contribuir para quantificar os efeitos do antidumping no Brasil. Em particular, seu foco está no impacto das medidas AD na margem extensiva do comércio, isto é, na entrada e saída de exportadores no mercado doméstico. O efeito do AD na margem intensiva é bem documentado, estimando-se em diversos estudos reduções de até 60% no valor importado.² Porém, para além desta redução, o direito antidumping pode contribuir para o encerramento completo da importação de determinado produto. Esta discussão sobre a margem extensiva é de interesse empírico na literatura de comércio devido à existência de custos irrecuperáveis (*sunken costs*) para se exportar (MELITZ; REDDING, 2014; BERNARD et al., 2012). Ao se investigar volumes de comércio, deve-se levar em conta que a ausência de fluxos comerciais em um determinado produto pode ser explicada pela incapacidade dos exportadores serem produtivos o suficiente para arcar com os custos iniciais de exportação. Caso um exportador saia de um determinado mercado externo, o seu retorno está condicionado a um novo esforço de entrada, que pode já não ser

²Ver o survey de Blonigen e Prusa (2016, p. 135) para um resumo das estimativas encontradas na literatura.

mais possível. Neste sentido, o AD pode forçar a saída de firmas estrangeiras do mercado nacional que mais adiante podem ter dificuldades em retornar ao país.

A análise do capítulo se concentra no efeito das investigações AD sobre a probabilidade de interrupção de fluxos comerciais, em outras palavras, na probabilidade de exclusão de um exportador do mercado brasileiro. Para isso, utiliza a metodologia de análise de sobrevivência para mensurar esta probabilidade de acordo com a proposta empírica de Besedeš e Prusa (2017). Os dados utilizados compreendem informações em nível de produto sobre importações e antidumping com uma periodicidade trimestral entre 1997 e 2017. Os resultados encontrados mostram que, durante a vigência de uma investigação, produtos de países citados apresentam em média um risco 12% maior de encerramento de um episódio comercial em relação a não citados. O estudo também tentou identificar em qual fase da investigação este efeito é maior, se no início, na fase de determinação preliminar, ou na fase final da investigação. Os resultados parecem apontar que os efeitos se concentram na fase final, após a determinação permanente do direito antidumping, com um aumento de 32% na taxa de risco.

Os resultados são compatíveis com os observados por Besedeš e Prusa (2017) que, analisando dados americanos entre 1990 e 2006, calculam que uma investigação antidumping aumenta em média 33% o risco de uma relação comercial ser encerrada. No caso americano, porém, os autores conseguem apontar com um grau maior de precisão que a maior parte deste impacto ainda se dá na fase inicial e de determinação preliminar da investigação.

A contribuição desta investigação reside na mensuração de um custo até então ignorado na política comercial brasileira. Esta questão tem importância na medida que o AD é visto muitas vezes como um instrumento protecionista, e está sujeito à retórica derivada desta posição, de que o protecionismo é um promotor líquido de bem-estar. Nelson (2006) e Blonigen e Prusa (2016) apontam para o caráter discricionário do antidumping e de como isso permite um comportamento *rent-seeking* por indústrias em declínio. A complexidade legal para a comprovação de dumping e do dano material resultante permite às agências

de defesa comercial controle sobre o resultado das ações.³ No caso brasileiro, Araujo Jr (2017) é bastante crítico quanto ao uso protecionista do antidumping. O autor aponta uma série de estudos de casos mostrando distorções na aplicação do instrumento pelo governo brasileiro, que oferece proteção a indústrias que não a necessitam.

A próxima seção explica brevemente o funcionamento do antidumping no Brasil com a finalidade de embasar a análise empírica. Também são apresentados alguns dados para ilustrar o escopo e alcance do uso deste instrumento. A seção seguinte faz uma revisão dos resultados encontrados na literatura de antidumping brasileira, bem como nos estudos de duração de comércio. Em sequência, é apresentada a metodologia e os dados utilizados, seguidas da apresentação dos resultados e conclusão.

3.2 Estrutura e uso do antidumping no Brasil

A estrutura básica de um processo antidumping é determinada pela OMC no Acordo Antidumping. Esta estrutura é uma normal geral, que todos os países-membros devem seguir, mas que a implementam de acordo com a legislação nacional.⁴ A investigação começa quando a indústria doméstica redige uma petição ao se sentir prejudicada por importações que supostamente sofreram dumping. Esta petição é endereçada ao órgão nacional competente, que, em certas situações, é capaz de começar uma investigação por iniciativa própria. A petição inicial deve ser analisada para verificar se ela está corretamente instruída, com dados que justifiquem que a indústria (ou parte substancial dela) apoia a investigação, que o produto alvo de dumping esteja especificado e que a alegação apresente fundamento, dentre outros requisitos.

Com a investigação em curso, o governo deve analisar os dois critérios impostos pelas regras da OMC para concessão do direito AD. O primeiro critério é a existência de dumping. Para o dumping ocorrer, o preço de importação deve estar abaixo do chamado valor “normal”. O valor normal refere-se ao preço *ex fabrica* no mercado interno, mas quando a

³Ver, por exemplo, Blonigen (2006) sobre como mudanças na discricionariedade utilizada pelo Departamento de Comércio dos EUA aumentaram as margens de dumping encontradas.

⁴Blonigen e Prusa (2016) notam que muitas disputas no sistema de resolução de controvérsias da OMC devem-se a processos de AD. Apesar do Acordo Antidumping ser uma norma geral, ele é bastante detalhado, dando margens a diferentes interpretações, e consequentemente, diferentes poderes discricionários dos governos quanto à aplicação dos direitos.

informação não estiver disponível, pode ser substituído pelo preço de exportação para um terceiro país, ou mesmo construído a partir de outras informações contábeis. O segundo critério avalia se o dumping é responsável por danos materiais à indústria, ou que representa grave ameaça para realização deste dano. O segundo critério envolve a importante noção de nexo causal; não somente o dano deve existir, mas é necessário comprovar que ele deriva do dumping.

Em caso de resposta afirmativa para os dois critérios, é concedido o direito antidumping. O direito pode ser aplicado por tempo indeterminado, mas a OMC obriga que a cada cinco anos ele seja revisto. Durante a revisão, o direito pode ser concedido novamente ou eliminado. Na prática, alguns direitos ficam valendo por muitos anos sendo sistematicamente renovados. No Brasil, por exemplo, ventiladores domésticos provenientes da China estão sendo taxados ininterruptamente desde 1995 com uma tarifa *ad valorem* equivalente de aproximadamente 320%.

O Brasil sempre adotou o sistema “*single track*” onde o mesmo órgão faz a avaliação de dumping e de dano. Outros países dividem esta tarefa entre dois órgãos. Nos EUA, por exemplo, o Departamento de Comércio, vinculado ao governo, faz a análise de dumping e a *United States International Trade Commission*, uma agência independente, analisa o dano material. No Brasil, desde 1995 o órgão responsável é o Departamento de Defesa Comercial (DECOM), vinculado ao Ministério da Indústria e Comércio Exterior. É o primeiro órgão exclusivamente criado para análise de defesa comercial no Brasil. Esta atribuição foi anteriormente da Comissão de Política Aduaneira, de 1987 a 1990, do Departamento de Comércio Exterior de 1990 a 1993, e da Secretaria de Comércio Exterior de 1993 a 1995. Embora estes órgãos sempre estivessem subordinados ao Ministério da Indústria e Comércio (com a breve exceção do período Collor), até 2001 a concessão dos direitos AD eram dados em uma portaria interministerial entre o Ministério da Indústria e Comércio e o Ministério da Fazenda. A partir de então, os direitos AD são ratificados pela Câmara de Comércio Exterior (CAMEX), órgão colegiado composto por diversos ministérios.

As principais legislações brasileiras de AD são o Decreto 1.602 de 1995 e sua atu-

alização, o Decreto 8.058 de 2013. A principal diferença entre as duas legislações são os prazos mais céleres da regra atual e também a obrigatoriedade de uma determinação preliminar, que permite a vigência de direitos AD antes da determinação final.

De acordo com o Decreto 8.059/2013, o processo de investigação tem o seguinte trajeto. Uma fase anterior ao início oficial da investigação é a primeira etapa, de 30 a 45 dias, entre a petição da indústria até a publicação da circular de abertura. Segue-se uma fase de investigação inicial do DECOM onde os dados apresentados são analisados, partes interessadas são ouvidas, e possivelmente feitas verificações *in loco*. Ao fim desta fase, com duração máxima de 120 dias, o DECOM elabora um relatório de determinação preliminar, indicando a existência de dumping, dano e causalidade. Caso a determinação seja positiva, o direito AD provisório pode ser aplicado pela CAMEX, e em caso contrário, a investigação é encerrada. A última fase da investigação é composta por novas manifestações das partes sobre os dados, a divulgação da nota técnica de fatos essenciais e manifestação final das partes. Esta fase tem um prazo limite de 210 dias. Após a determinação final, o relatório é entregue a CAMEX que decide pelo direito definitivo. Todo o processo regido pelo novo Decreto 8.059/2013 dura no máximo 330 dias a partir da publicação de abertura (em contraposição ao prazo máximo anterior de até 15 meses). Na prática, porém, os prazos protocolares nem sempre são rigidamente respeitados. Durante toda a amostra, entre 1997 e 2017, o prazo médio de duração de uma investigação foi de aproximadamente 440 dias.

Para a finalidade deste trabalho, a fase inicial é definida como o momento entre a publicação da circular de abertura da investigação até a divulgação da determinação preliminar. Em seguida, a fase preliminar compreende o período entre a determinação preliminar até a decisão final do processo. A fase final, por sua vez, começa com a aplicação do direito definitivo e dura até a expiração deste direito, incluindo as possíveis revisões afirmativas. Dadas as particularidades de cada processo, algumas ações AD não apresentarão uma fase preliminar ou uma fase final, mas sempre serão compostas no mínimo pela fase inicial.

Segundo os dados do DECOM, entre 1988 e 2017 foram contabilizados 461 inves-

tigações originais de antidumping, isto é, não incluindo revisões. Cada investigação corresponde a um produto e um país, sendo o produto definido de forma ampla como um conjunto de códigos NCM. Por exemplo, uma investigação sobre “tubos de aço” pode conter diversos códigos NCM referentes às variedades desta denominação.

Na Tabela 3.1 estão listados os 10 países mais atingidos por investigações desde 1988. Nota-se que China e Estados Unidos são os maiores alvos das ações, responsáveis conjuntamente por mais de 30% dos processos.

Tabela 3.1 Investigações antidumping iniciadas, por países atingidos, 1988 - 2017

Posição	País	Quantidade	Percentual
1	China	101	21,91
2	Estados Unidos	53	11,50
3	Coreia do Sul	24	5,21
4	Índia	22	4,77
5	Taiwan	19	4,12
6	Alemanha	17	3,69
7	México	16	3,47
8	Argentina	13	2,82
9	Rússia	13	2,82
10	África do Sul	11	2,39
	Outros	172	37,31
	Total	461	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir de DECOM (2018) e Bown (2016).

Nota: Os dados referem-se somente a investigações originais.

Os produtos atingidos também são concentrados. A Tabela 3.2 mostra o número de investigações por Seção da NCM. As Seções com maior número de ações são Plásticos e Borrachas, com 29%, Metais Comuns com 22%, e Produtos das Indústrias Químicas com 20%. Este padrão é comum em todos os países utilizadores do instrumento, em que investigações antidumping se concentram em produtos utilizados como insumos industriais (BLONIGEN; PRUSA, 2016).

3.3 Revisão de literatura

A literatura empírica sobre antidumping no Brasil é escassa. Alguns trabalhos se preocupam em determinar os motivos para adoção de medidas AD, de forma a verificar indiretamente a existência de interesses protecionistas, seja por influência de fatores ma-

Tabela 3.2 Investigações antidumping iniciadas por Seção NCM

Seção	Descrição	Quantidade	Percentual
I	ANIMAIS VIVOS E PRODUTOS DO REINO ANIMAL	5	0,99
II	PRODUTOS DO REINO VEGETAL	7	1,39
IV	PRODUTOS DAS INDÚSTRIAS ALIMENTARES; BEBIDAS, LÍQUIDOS ALCOÓLICOS E TABACO	8	1,59
IX	MADEIRA, CARVÃO VEGETAL E CORTIÇA	1	0,20
V	PRODUTOS MINERAIS	7	1,39
VI	PRODUTOS DAS INDÚSTRIAS QUÍMICAS	97	19,28
VII	PLÁSTICOS E BORRACHAS	145	28,83
X	POLPA DE MADEIRA, PAPEL OU CARTÃO	14	2,78
XI	TÊXTEIS	35	6,96
XII	CALÇADOS, GUARDA CHUVAS, FLORES ARTIFICIAIS	2	0,40
XIII	PEDRA, CIMENTO, CERÂMICA, VIDROS	34	6,76
XV	METAIS COMUNS	112	22,27
XVI	MÁQUINAS E APARELHOS	11	2,19
XVII	MATERIAL DE TRANSPORTE	5	0,99
XVIII	INSTRUMENTOS ÓTICOS, RELÓGIOS E INSTRUMENTOS MUSICAIS	10	1,99
XX	MERCADORIAS E PRODUTOS DIVERSOS	10	1,99
	Total	503	100,00

Fonte: Elaboração própria a partir de DECOM (2018) e Bown (2016).

Nota: Alguns produtos contém códigos NCM presentes em mais de uma Seção, o que implica em contagem total maior que o número de investigações da tabela anterior.

croeconômicos (VASCONCELOS; FIRME, 2011; FIRME; VASCONCELOS; MATTOS, 2018) ou microeconômicos (OLIVEIRA, 2014). Os trabalhos que tratam propriamente dos efeitos do AD na economia são Ferreira (2014) e Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017).

Ferreira (2014) analisa dados brasileiros entre 1992 e 2007 compreendendo 74 investigações AD. O trabalho avalia o impacto das investigações sobre o volume importado pelo Brasil através da estimação de um modelo de regressão em painel dinâmico. Segundo o autor, existe uma redução do volume importado dos países citados, mas também um desvio de comércio, com o aumento da importação de países não citados. A redução do valor importado é de até 64% nos anos de maior impacto. O efeito de desvio de comércio é notado de forma mais acentuada no volume total de importações.

Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017) investigam o impacto de medidas antidumping sobre o desempenho das firmas brasileiras entre 2003 e 2013. Os autores estimam a produtividade do trabalho, a produtividade total dos fatores e o *markup* e usam o método

de diferença em diferenças para estimar o impacto do AD nestas variáveis. Uma medida antidumping tem um efeito médio de redução de 8,5% sobre a produtividade das firmas e aumento de 2,4% no *markup*. Estes resultados indicam que as firmas se aproveitam de maior poder de mercado induzido pela proteção.

Além da literatura sobre AD no Brasil, alguns resultados sobre a duração das importações são importantes para comparação. Besedeš e Prusa (2006) é o primeiro trabalho a fazer uma análise de sobrevivência das importações com dados anuais americanos entre 1972 e 2001. O trabalho tenta entender a diferença existente entre a duração das importações de produtos diferenciados e homogêneos. Os autores encontram que produtos diferenciados apresentam menores valores iniciais de importação, que são importados por um tempo mais longo e que quanto maior for o valor inicial da importação, maior também é a duração. Produtos diferenciados apresentam uma duração mediana de 5 anos, contra 2 anos dos produtos homogêneos. O trabalho ainda documenta uma grande intermitência dos fluxos comerciais, já que cada episódio de importação dura poucos anos.

Hess e Persson (2011) exploram os dados da União Europeia em uma série mais extensa, mas também anual, entre 1962 e 2006. Os autores encontram uma mediana de 1 ano para as importações europeias, sendo que mais de 60% delas são interrompidas no primeiro ano, e apenas 10% duram mais de dez anos. Um dos fatores que aumenta a duração das importações é a diversificação de destinos - quanto mais países da União Europeia importam o mesmo produto de um mesmo exportador, maior a chance deste episódio comercial se manter ativo. Um fato interessante é que a duração média das importações é pequena tanto durante os anos 1960 quando no período mais recente, mostrando que este é um fenômeno duradouro.

Campos e Cavaletti (2016) analisam os dados brasileiros, de periodicidade anual, entre 1995 e 2012, baseados no trabalho de Besedeš e Prusa (2006). Os autores encontram o mesmo efeito mais duradouro para bens diferenciados em contraste aos bens homogêneos. Na base de dados analisada, as importações têm uma duração mediana de 1 ano, e menos de 10% sobreviveram todos os anos da amostra. Elas também são mais longas para países do Mercosul e da América do Sul. Os modelos de regressão indicam que PIB, valor inicial

da importação, distância e variação do valor unitário dos produtos afetam o risco de saída dos exportadores.

3.4 Metodologia

A metodologia empregada para se quantificar o impacto do AD sobre a saída de exportadores do mercado brasileiro é a análise de sobrevivência. Neste tipo de metodologia, o interesse reside em caracterizar a função de sobrevivência ou a função de risco do fenômeno de interesse condicionada, ou não, a variáveis explicativas. A função de sobrevivência representa a probabilidade de um evento durar mais que o tempo t enquanto a função de risco representa a probabilidade instantânea de ocorrer o evento dado a sobrevivência até o tempo t . As duas funções são correlacionadas, sendo possível derivar uma delas ao se conhecer a outra.

Especificamente na literatura de comércio, o fenômeno estudado é a interrupção de um fluxo comercial, seja importação ou exportação, e sua respectiva duração. A análise pode ser feita no nível agregado onde o indivíduo analisado é o país, ou desagregado, onde a dimensão de interesse é o par produto-país. Neste trabalho, uma relação comercial é definida pela existência de importação pelo Brasil de um par produto-país. Por sua vez, um episódio de comércio é dado por observações consecutivas ao longo do tempo de uma relação comercial. Nota-se que uma relação comercial pode ter mais de um episódio de comércio. Um país pode começar a exportar para o Brasil no primeiro período, parando de exportar no sexto período, ficar dois períodos sem exportar, e voltar a exportar até o fim da amostra. Neste caso, a relação comercial contém dois episódios, um de duração de seis períodos com fim no sexto período, e outro com duração indeterminada sendo observado ativamente até a última data da base de dados. Relações como esta são definidas como contendo episódios múltiplos.

Besedeš e Prusa (2006) foram os primeiros autores a analisar a duração de episódios de comércio utilizando análise de sobrevivência. Em seu estudo, eles utilizam um modelo de riscos proporcionais de Cox, porém este não é o modelo mais adequado para a tarefa. Hess e Persson (2012) demonstram que o modelo de Cox tem ao menos três problemas

ao ser aplicado em dados de comércio. A primeira objeção decorre do modelo de Cox ter como hipótese dados em tempo contínuo, o que não é o caso dos fluxos comerciais, que são medidos em tempo discreto. Por serem discretos, episódios de importação distintos podem apresentar o mesmo tempo de duração, hipótese não abarcada pelos modelos contínuos. Um número muito alto de observações de mesma duração, que é o caso dos fluxos comerciais, leva a um viés nos coeficientes estimados. Um segundo problema decorre da dificuldade de estimar modelos de Cox com heterogeneidade não observada. Estes modelos envolvem múltiplas integrais que são de difícil resolução computacional. Os autores demonstram que ignorar a heterogeneidade não observada dos fluxos comerciais leva a estimativas enviesadas. E terceiro, o modelo de Cox assume riscos proporcionais, isto é, que a taxa de risco varia proporcionalmente às variáveis explicativas. Hess e Persson (2012) comparam diferentes modelos para mostrar que a hipótese de proporcionalidade causa viés nos coeficientes das variáveis explicativas quando aplicado aos dados comerciais, mesmo controlando a heterogeneidade não observada. Dados estes resultados, o indicado é estimar um modelo que seja discreto em natureza e que permita que os riscos sejam não proporcionais, ao mesmo tempo em que se controla a heterogeneidade não observada (HESS; PERSSON, 2012).

O episódio de comércio i é observado do período $k = 1$ até o fim do j -ésimo período, sendo T_i a variável que mensura seu tempo de sobrevivência. Ao fim do episódio, pode-se observar que a importação cessou, $c = 1$, ou que o par país-produto deixou de ser seguido na amostra, isto é, o episódio é censurado à direita, $c = 0$. A função de risco discreta é definida como a probabilidade que uma relação comercial termine condicionada a sua sobrevivência passada e condicionada em outras variáveis explicativas:

$$h_{ij} = P(T_i = j | T_i \geq j) = F(\gamma(t) + X_i'(t)\beta + \nu_i) \quad (3.1)$$

onde $\gamma(t)$ é uma função do tempo que representa o padrão de duração do risco-base (*baseline hazard*), $X_i'(t)$ é o vetor de variáveis explicativas variantes no tempo ou não, β é o vetor de parâmetros a ser estimado, ν_i é o termo de heterogeneidade não observada e $F(\cdot)$ é a distribuição paramétrica do risco.

A log-verossimilhança de (3.1) é dada por:

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n c_i \ln \left(\frac{h_{ij}}{1 - h_{ij}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \ln(1 - h_{ik}) \quad (3.2)$$

porém sua maximização apresenta grandes dificuldades devido ao seu formato complexo (JENKINS, 1995). Entretanto, é possível reescrevê-la de tal forma que seja isomórfica à verossimilhança de um modelo de variável binária tradicional. Para isso, se introduz uma variável binária y_{ik} que tem valor 1 se o episódio termina no tempo k e zero caso contrário. A log-verossimilhança dos dados observados se torna, desta maneira:

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j (y_{ik} \ln(h_{ik}) + (1 - y_{ik}) \ln(1 - h_{ik})). \quad (3.3)$$

Esta equação é isomórfica a um painel de variável binária, sendo a variável dependente y_{ik} , e que os dados estejam no formato indivíduo-período, com uma observação para cada período que o indivíduo está sob risco (JENKINS, 1995).

A forma funcional $F(\cdot)$ para a taxa de risco h_{ik} pode ser dada por uma distribuição normal, logística ou de valor-extremo (log-Weibull), que correspondem, respectivamente, a um modelo probit, logit e cloglog. A escolha destas distribuições implica diferentes hipóteses sobre o formato da taxa de risco. O modelo cloglog é o análogo discreto do modelo de riscos proporcionais de Cox, enquanto o modelo logit, apesar de não proporcional, é relativamente similar ao modelo cloglog. Já o modelo probit relaxa completamente a hipótese de proporcionalidade (HESS; PERSSON, 2012). No trabalho, serão estimados os três modelos, sendo a especificação probit de interesse, enquanto o modelo cloglog e logit servem de comparação.

Uma outra questão diz respeito a independência dos episódios. Uma das hipóteses do modelo é que os episódios sejam independentes. Neste caso, para atenuar o efeito de relações comerciais com episódios múltiplos, um efeito fixo que representa o número do episódio de determinada relação comercial é incluído nos modelos.

A heterogeneidade não observada é modelada através de efeitos aleatórios gaussianos dos modelos binários. Segundo Hess e Persson (2012), diferentes hipóteses sobre a

distribuição dos efeitos aleatórios não apresentam diferenças significativas em termo das estimativas obtidas.

Por fim, a especificação utilizada envolve uma forma funcional para o risco base. A literatura de comércio mostra empiricamente que o risco cai com o passar de tempo de forma monotônica. Na próxima seção, a estimativa não condicional da taxa de risco também mostra esse padrão. Desta forma, o risco base é modelado como o logaritmo do tempo.

Juntando estas informações, o modelo probit, por exemplo, é:

$$h_{ij} = \Phi(\ln(t) + X_i' \beta + \psi_i + \nu_i) \quad (3.4)$$

onde Φ é a distribuição cumulativa normal padrão, X' é o vetor de variáveis explicativas, β o vetor de coeficientes, ψ_{ij} é o efeito fixo do número do episódio, e ν_{ij} é o efeito aleatório país-produto. Os modelos logit e cloglog requerem apenas a modificação da forma funcional em (3.4).

3.4.1 Dados

Importação. Os dados de importação utilizados são provenientes do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC, 2018) e referem-se ao universo das importações brasileiras. Os registros informam a origem, a quantidade e o valor em dólar FOB das importações. As mercadorias são classificadas de acordo com a Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) a 8 dígitos. A periodicidade original é mensal. Para fins deste trabalho, os dados mensais foram convertidos em dados trimestrais pela soma acumulada da quantidade e do valor.

Cada par NCM-país é considerado uma relação comercial. Para cada relação comercial é calculada a duração do episódio de importação, isto é, a quantidade de trimestres consecutivos em que houve importação. Em muitos casos, uma relação comercial pode abranger mais de um episódio quando um país importa um determinado produto por alguns trimestres, interrompe, e volta a importar. Neste casos, a relação NCM-país apresenta episódios múltiplos de comércio. Agregando os dados em trimestres, obtém-se a

partir dos dados brutos 5.405.118 observações NCM-país-trimestre, compreendidas entre 1997-T1 e 2017-T4.

Os dados de importação apresentam censura à esquerda, o que viola a hipótese dos modelos de sobrevivência e foram retirados da amostra. A censura à esquerda pode acontecer por dois motivos: (i) episódios que têm seu início em 1997-T1 e (ii) episódios que têm seu início quando da inserção de um novo código NCM. Códigos NCM são inseridos sistematicamente quando da troca de nomenclaturas do Sistema Harmonizado e esporadicamente em determinação do Mercosul. No período da amostra, as emendas do Sistema Harmonizado aconteceram em 2001 (H2), 2007 (H3), 2012 (H4) e 2017 (H5). Por não haver uma relação completa dos códigos NCM criados e eliminados ao longo do tempo, foi utilizada para a eliminação destas observações os códigos HS 6 dígitos.

A censura à direita não impõe a eliminação das observações, mas somente a recodificação da variável que indica o término do episódio. Todas as observações do trimestre 2017-T4 são censuradas à direita, indicando que não se observa o encerramento real do episódio. Similarmente, quando da troca de códigos NCM, alguns episódios têm um término artificial devido à eliminação do código. Nestes casos houve recodificação.

Além disto, alguns dados não apresentam quantidade importada. Neste caso estes dados foram eliminados quando não foi possível calcular o coeficiente de variação do valor unitário que é uma das variáveis explicativas detalhada mais à frente. Adicionalmente foram eliminadas as observações oriundas do Brasil, isto é, reimportações e também aquelas classificadas de origem desconhecida.

Após a eliminação dos dados censurados e com informações faltantes, os dados compreendem 3.833.425 observações. A amostra final contém 251.287 relações comerciais, e 1.168.666 episódios distintos. A Tabela 3.3 apresenta as estatísticas de frequência dos dados. A distribuição dos episódios de comércio se concentra em episódios curtos, e mais de 50% das relações comerciais apresentam três ou menos episódios na amostra. A média de duração dos episódios de importação é de 3,28 trimestres, e a mediana de 1 trimestre. Campos e Cavaletti (2016) acham distribuição semelhante de episódios de importação do Brasil em periodicidade anual entre 1992 e 2012. A mediana encontrada é de 1 ano. Com

dados trimestrais para os EUA entre 1990 e 2006, Besedeš e Prusa (2017) encontram uma mediana de 1 trimestre e uma média de 3,91 trimestres.

Tabela 3.3 Frequência de episódios e relações comerciais

Relações comerciais			Episódios		
Episódios	Freq.	Perc.	Duração	Freq.	Perc.
1	69.930	0,28	1	693.569	0,59
2	37.472	0,15	2	190.408	0,16
3	25.478	0,10	3	86.404	0,07
4	19.836	0,08	4	45.522	0,04
5	16.302	0,06	5	28.619	0,02
6	13.808	0,05	6	20.370	0,02
7	11.792	0,05	7	15.348	0,01
8	10.157	0,04	8	10.886	0,01
9	8.416	0,03	9	8.079	0,01
10	7.259	0,03	10-19	36.206	0,03
11	6.195	0,02	20-29	12.134	0,01
12	5.165	0,02	30-39	7.644	0,01
13	4.455	0,02	40-49	5.122	< 0,01
14	3.749	0,01	50-59	3.676	< 0,01
15	3.025	0,01	60-69	2.438	< 0,01
16	2.480	0,01	70-79	1.709	< 0,01
17	1.913	< 0,01	80-83	532	< 0,01
18	1.374	< 0,01	Total	1.168.666	1,00
19	1.014	< 0,01			
20	623	< 0,01			
21	374	< 0,01			
22	235	< 0,01			
23	128	< 0,01			
24	53	< 0,01			
25	25	< 0,01			
26	19	< 0,01			
27	5	< 0,01			
28	3	< 0,01			
30	1	< 0,01			
31	1	< 0,01			
Total	251.287	1,00			

Fonte: MDIC (2018).

Antidumping. Os dados de AD foram retirados da Global Antidumping Database (BOWN, 2016) em conjunto com os relatórios do Departamento de Defesa Comercial (DECOM, 2018). Foram identificados 217 casos originais de AD que representam 461 pares produto-país⁵. No total, foram construídas 131.271 observações trimestrais referentes

⁵Estes dados consideram a União Europeia como um país. Ao fazer a junção dos dados de episódios de comércio com os dados de AD, cada investigação iniciada contra a União Europeia é atribuída aos países-membros que exportaram para o Brasil durante a vigência do caso.

às investigações AD.

A partir destas observações foram criadas três dummies: país citado, país não citado e país retirado. A primeira delas tem valor igual a um quando o produto-país é alvo de investigação até o momento final do processo. A dummy de país não citado é igual a um durante o tempo decorrente do processo AD, mas somente para os países que não são alvos da investigação. Caso um país citado seja retirado da investigação, a dummy país citado passa a ser zero e a dummy país retirado passa a ser um. Durante os períodos em que não há investigações em curso, o valor de todas as dummies é zero. Além disto, é criada uma dummy para diferenciar produtos que sofreram investigações AD em algum momento da amostra. Esta dummy é igual a um para todos os produtos que já tiveram alguma investigação, independentemente do país de origem e do período no tempo. A utilização desta dummy serve para tentar controlar a possibilidade de produtos alvos de AD serem intrinsecamente diferentes dos outros produtos.

Valor inicial. O valor inicial refere-se ao valor FOB somado dos três meses que compõem o trimestre inicial de determinado episódio. O valor unitário foi calculado para cada observação da base de dados original.⁶ O valor inicial captura o tamanho da importação, fator apontado na literatura como determinante da continuação do episódio de comércio.

Coefficiente de variação. A literatura aponta que produtos diferenciados têm um padrão diferente de duração de comércio em relação a produtos homogêneos. Neste caso, para controlar esta característica é utilizado o coeficiente de variação do valor unitário de cada produto importado. O coeficiente de variação foi calculado em cima da média e desvio padrão do valor unitário por NCM-trimestre, independentemente da origem do produto.

Variáveis gravitacionais. O PIB e a distância são utilizados para controlar os efeitos gravitacionais na duração dos fluxos comerciais (HEAD; MAYER, 2014) Os dados de PIB são provenientes do Banco Mundial (WDI, 2018), na periodicidade anual, exceto para Taiwan que foi obtido junto ao site oficial do governo. Os valores estão em dólares

⁶Em muitos casos mais de uma observação NCM-país-mês é incluída, pois a base de dados registra diferentes vias de entrada das mercadorias.

de 2010. A variável distância foi retirada da base de dados GeoDist do CEPII (MAYER; ZIGNAGO, 2011), e foi utilizada a distância ponderada pelos grandes centros urbanos. A Tabela 3.4 resume as estatísticas descritivas das variáveis explicativas.

Tabela 3.4 Estatísticas descritivas

N = 3,833,425	Média	D.p.	Min	Máx
Valor inicial (US\$)	136.392,90	2.311.461,00	1,00	5,27e+08
Coefficiente de variação	2,42	2,04	0,00	31,33
PIB (US\$ de 2010)	2,29e+12	3,56e+12	2,90e+07	1,73e+13
Distância (km)	10.870,83	4.271,27	1.633,14	18.537,98
País não citado	0,01	0,08	0,00	1,00
País retirado	0,0002	0,014	0,00	1,00
País citado	0,002	0,04	0,00	1,00

Fonte: Calculado pelo Autor a partir de MDIC (2018), Bown (2016), Mayer e Zignago (2011) e WDI (2018).

3.5 Resultados

Taxas de sobrevivência e de risco. As estatísticas descritivas já indicam que os episódios são curtos, sugerindo uma baixa probabilidade de sobrevivência logo nos primeiros períodos. Uma análise formal envolve o uso estimador de Kaplan-Meier, o qual calcula a probabilidade incondicional de sobrevivência além do tempo t . Ele é calculado como:

$$\hat{S}(t_j) = \sum_{j=t_0}^t \left(1 - \frac{d_j}{n_j} \right) \quad (3.5)$$

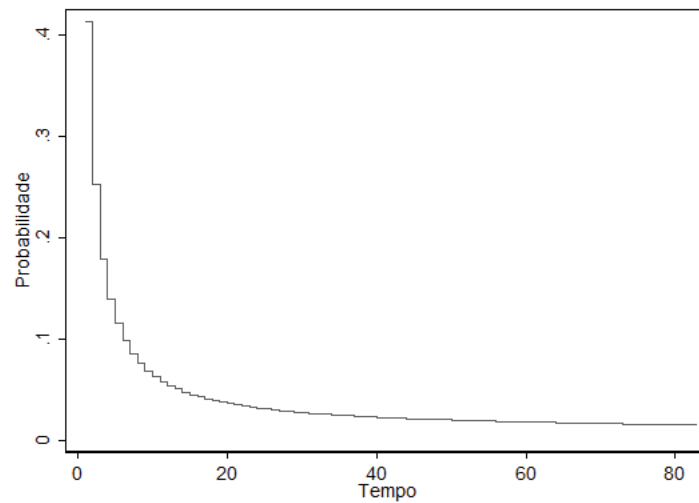
onde d_j é o número de falhas em cada período e n_j é o número de episódios em risco. A Figura 3.1 mostra o resultado estimado. É possível observar que a probabilidade de sobrevivência além do primeiro período é de aproximadamente 40% e rapidamente decai. Este comportamento é compatível com os dados anuais e trimestrais, apresentados em Campos e Cavaletti (2016), Besedeš e Prusa (2006), Hess e Persson (2011) e Besedeš e Prusa (2017).

A taxa de risco incondicional acumulada pode ser calculada através do estimador de Nelson-Aalen:

$$\hat{H}(t_j) = \sum_{j|t_j < t} \left(\frac{d_j}{n_j} \right). \quad (3.6)$$

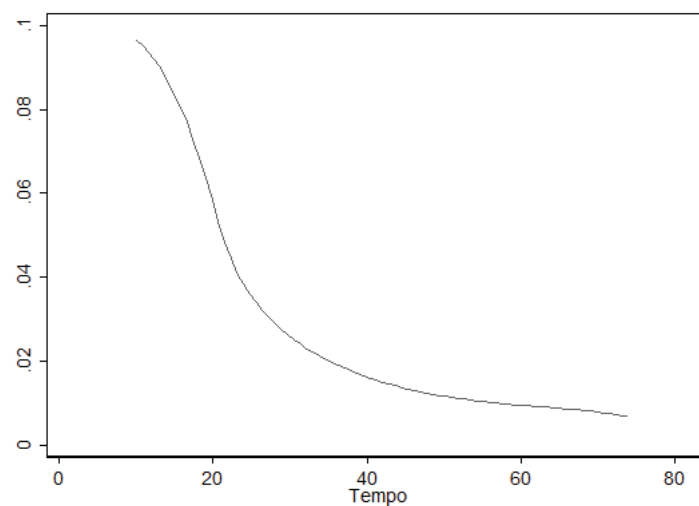
A Figura 3.2 apresenta a estimativa suavizada da taxa de risco calculada pelo estimador. A curva indica que o risco é decrescente de forma monotônica, de maneira que a parametrização do risco base como o logaritmo do tempo é apropriada. O resultado esperado na estimação dos modelos é que o coeficiente do log do tempo seja negativo para replicar a curvatura decrescente do risco não condicional.

Figura 3.1: Função de sobrevivência de Kaplan-Meier



Fonte: Elaboração própria.

Figura 3.2: Função de risco suavizada de Nelson-Aalen



Fonte: Elaboração própria.

Regressões. A equação (3.4) foi estimada com dois conjuntos de variáveis explicativas. No primeiro caso, a especificação básica contém as variáveis descritas na seção de dados.

No segundo caso, a dummy país citado foi decomposta em três outras variáveis binárias: fase inicial, fase preliminar e fase final. Esta abertura tem como intenção capturar o efeito das diferentes fases da investigação AD.

A Tabela 3.5 apresenta as estimativas dos modelos cloglog, logit e probit da especificação básica. Em geral, os três modelos apresentam resultados coerentes entre si, com todas as variáveis significativas e magnitudes semelhantes dos coeficientes. Dado que o modelo cloglog impõe uma estrutura de riscos proporcionais, e que o modelo logit é o que mais se distancia desta hipótese, os resultados serão discutidos com foco nesta especificação (HESS; PERSSON, 2012). A variância estimada do painel é de aproximadamente 20%, mostrando a importância de se levar em conta a heterogeneidade não observada.

Tabela 3.5 Especificação básica

	(1) cloglog	(2) logit	(3) probit
Tempo (ln)	-0,729*** (0,002)	-0,830*** (0,002)	-0,455*** (0,001)
Valor inicial (ln)	-0,0754*** (0,000)	-0,107*** (0,001)	-0,0628*** (0,000)
Distância (ln)	-0,0593*** (0,004)	-0,0965*** (0,006)	-0,0610*** (0,003)
PIB (ln)	-0,0852*** (0,001)	-0,123*** (0,002)	-0,0726*** (0,001)
CV do valor unitário (ln)	-0,0769*** (0,001)	-0,105*** (0,002)	-0,0596*** (0,001)
Produto com AD	-0,0817*** (0,009)	-0,127*** (0,013)	-0,0803*** (0,008)
País não nomeado	0,0477** (0,017)	0,0884*** (0,022)	0,0634*** (0,013)
País nomeado, retirado	-0,688*** (0,172)	-0,736*** (0,202)	-0,358*** (0,106)
País nomeado	0,125** (0,044)	0,256*** (0,055)	0,180*** (0,031)
Observações	3.833.422	3.833.422	3.833.422
Rho	0,168	0,185	0,216
LL	-1.726.729	-1.722.877	-1.722.934

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Erros-padrão entre parênteses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

A especificação básica indica que a investigação AD tem um claro efeito em aumen-

tar os riscos do país citado no processo. De forma semelhante a Besedeš e Prusa (2017), também é encontrado um aumento do risco para os países não nomeados, mas a magnitude do efeito é menor. Por outro lado, a dummy produtos com AD mostra que independentemente do país de origem, produtos que já foram alvos de AD apresentam um risco menor de encerramento da importação. Na prática, este último efeito atenua o efeito encontrado para os países não citados. No caso de um país que foi inicialmente investigado, mas que foi retirado do processo no decorrer do tempo, o risco diminui.

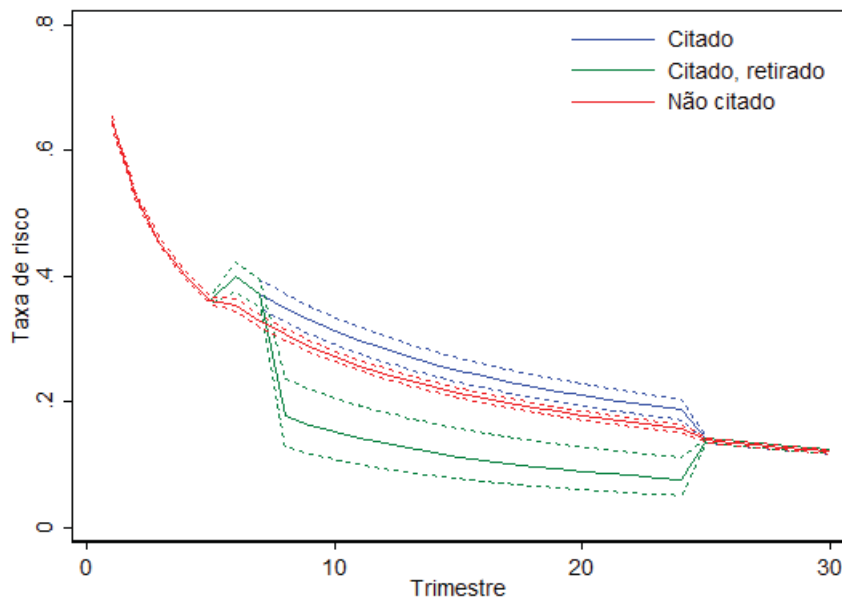
As variáveis de controle mostram os efeitos esperados. Em primeiro lugar o risco é decrescente com o tempo, dado o coeficiente negativo do log do tempo. Este resultado está de acordo com o risco incondicional estimado e também com literatura nacional e internacional sobre duração do comércio. O valor inicial é negativamente associado, indicando que grandes valores importados têm um menor risco de serem encerrados. Quanto maior a economia do país exportador, medida através do PIB, menor é o risco de se encerrar a importação. Por fim, a variável distância apresenta um coeficiente negativo, indicando que a taxa de risco diminui a medida que a distância aumenta. Este resultado não é o esperado teoricamente, já que se espera que os custos de comércio aumentem com a distância, e conseqüentemente o risco de encerramento. Os trabalhos com dados anuais encontram este coeficiente positivo, porém Besedeš e Prusa (2017) utilizando dados trimestrais também encontram um coeficiente negativo para a distância.

Para uma análise da significância destes resultados, é importante levar em conta que num modelo probit o risco varia de acordo com todas as covariáveis ao longo do tempo, dado que não há mais a hipótese de riscos proporcionais. Mesmo que o coeficiente estimado seja significativo, o seu impacto pode não ser, dependendo da interação com outras variáveis. Para resolver este problema, é necessário proceder a uma análise gráfica onde um episódio hipotético comercial é simulado.

Na Figura 3.3 são simulados três episódios comerciais hipotéticos correspondentes aos casos de um país citado; citado e retirado; e país não citado. Cada um destes episódios têm suas variáveis contínuas avaliadas na média amostral. A timeline da investigação também é derivada dos valores médios da amostra. De acordo com estes valores, a in-

investigação antidumping se inicia no sexto trimestre. No oitavo trimestre se inicia a fase preliminar, durando dois trimestres, ao que se segue a fase final durante 20 trimestres. Estes valores são os valores médios encontrados na amostra. Para o caso do país retirado de investigação, supõe-se que ele é retirado no início da fase preliminar.

Figura 3.3: Taxa de risco para um episódio hipotético



Fonte: Elaboração própria.

Nota: A investigação se inicia no sexto trimestre e dura por dois trimestres, a fase preliminar dura por dois trimestres, e a fase final por vinte trimestres. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Verifica-se que as linhas de 95% de confiança não se tocam, reforçando a significância dos resultados. Também é possível notar a magnitude dos efeitos. Verifica-se, por exemplo, que um país não nomeado tem um leve aumento do risco (linha vermelha). Já os países citados apresentam um marcado aumento do risco durante todo o período, da mesma maneira que o país retirado da investigação. Em termos quantitativos, pode-se verificar na Tabela 3.6 os valores associados a uma investigação AD. Na especificação básica, existe um aumento de 4,4 pontos percentuais na taxa de risco para o país citado, o que equivale a um aumento de 12,5% sobre o risco base.

A Tabela 3.7 apresenta os resultados da especificação por fases. Nesta especificação, a dummy país citado é dividida em três outras dummies indicando as três fases da investigação AD. Esta abertura tem como objetivo estimar o risco relativo em cada fase do

Tabela 3.6 Aumento do risco em decorrência de antidumping

Especificação	Nominal	Relativo
Básica	0,044	0,125
Fases		
Inicial	0,038	0,114
Preliminar	0,071	0,249
Final	0,078	0,327

Fonte: Elaboração própria.

processo. Os resultados apresentam a mesma coerência vista anteriormente entre os três tipos de modelos paramétricos.

Na especificação por fases todos os resultados são idênticos por construção à especificação básica, somente sendo diferentes os coeficientes referentes às novas dummies introduzidas. Os sinais de todos os coeficientes novos são positivos, de acordo com a ideia de que um país citado aumenta seu risco. Porém, somente a variável fase final foi significativa em todos os modelos. A variável de fase inicial foi significativa no modelo probit ao nível de 5%. Já a variável de fase preliminar não foi significativa em nenhum modelo. Estes resultados podem estar relacionados com a existência de poucos casos com fase preliminar no Brasil, já que este procedimento somente se tornou obrigatório após o Decreto de 2013. A fase inicial, por ser mais curta, também apresenta menos observações, enquanto a fase final pode durar por vários anos após a aplicação definitiva do direito.

A significância destes resultados também é avaliada através de simulação, de maneira similar ao exercício descrito na especificação básica. Na Figura 3.4, dois episódios hipotéticos são simulados. O primeiro, em que não há investigação antidumping, e o segundo onde uma investigação passa por todas as fases. Em ambos os casos, as variáveis contínuas são avaliadas na média amostral. O timing da investigação também é o amostral: a investigação se inicia no sexto trimestre e dura por dois trimestres; a fase preliminar dura por dois trimestres; e a fase final por vinte trimestres.

Na Figura 3.4, nota-se o efeito significativo da fase inicial e final, mas não da fase preliminar, onde os intervalos de confiança incluem a linha para o caso sem AD. Os resultados, porém, são coerentes. Em termos numéricos, como apresentado na Tabela 3.6, o risco da fase inicial aumenta em 3,8 p.p., da fase preliminar em 7,1 p.p. e da fase

Tabela 3.7 Especificação por fases

	(1) cloglog	(2) logit	(3) probit
Tempo (ln)	-0,729*** (0,002)	-0,830*** (0,002)	-0,455*** (0,001)
Valor inicial (ln)	-0,0754*** (0,000)	-0,107*** (0,001)	-0,0628*** (0,000)
Distância (ln)	-0,0593*** (0,004)	-0,0965*** (0,006)	-0,0610*** (0,003)
PIN (ln)	-0,0852*** (0,001)	-0,123*** (0,002)	-0,0726*** (0,001)
CV do valor unitário (ln)	-0,0769*** (0,001)	-0,105*** (0,002)	-0,0596*** (0,001)
Produto com AD	-0,0819*** (0,009)	-0,127*** (0,013)	-0,0805*** (0,008)
País não nomeado	0,0478** (0,017)	0,0886*** (0,022)	0,0635*** (0,013)
País nomeado, retirado	-0,688*** (0,172)	-0,737*** (0,202)	-0,359*** (0,106)
Fase inicial	0,0612 (0,069)	0,145 (0,085)	0,102* (0,046)
Fase preliminar	0,150 (0,210)	0,315 (0,263)	0,199 (0,142)
Fase final	0,163** (0,054)	0,327*** (0,069)	0,233*** (0,038)
Observações	3.833.422	3.833.422	3.833.422
Rho	0,169	0,185	0,217
LL	-1.726.728	-1.722.876	-1.722.932

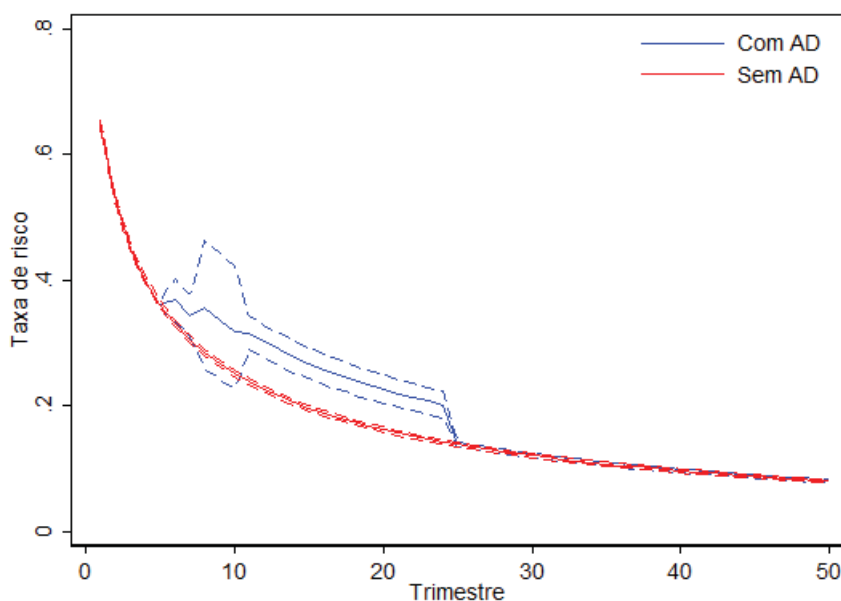
Fonte: Elaboração própria.

Nota: Erros-padrão entre parênteses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

final em 7,8 p.p. Relativamente, isto implica um risco de 11% na fase inicial e de 32% na fase final.

Este é um resultado divergente de Besedeš e Prusa (2017) que encontram um valor maior nos EUA para a fase inicial. Neste trabalho, os autores encontram um aumento médio nominal de 10,7 p.p. na fase inicial, 12,9 p.p. na fase preliminar e de apenas 2,1 p.p. na fase final. Em termos relativos, estes aumentos correspondem a respectivamente 62,2%, 84,6% e 20,8%. Estes resultados não apresentam necessariamente uma divergência teórica, já que a fase inicial de uma investigação já contém indicativos da magnitude do direito que porventura será aplicado. No caso brasileiro também existe um aumento do risco quando da fase inicial, mas a maior parte do risco está concentrada após a aplicação definitiva do direito.

Figura 3.4: Taxa de risco para um episódio hipotético por fases da investigação



Fonte: Elaboração própria.

Nota: A investigação se inicia no sexto trimestre e dura por dois trimestres, a fase preliminar dura por dois trimestres, e a fase final por vinte trimestres. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

Intervalos alternativos. Uma questão a ser considerada é se a definição do intervalo dos episódios pode ter algum efeito sobre os resultados, dado que a definição de um episódio de comércio tem um caráter arbitrário. Por exemplo, um episódio de dez trimestres, separado de um episódio subsequente de outros dez trimestres por apenas um trimestre

sem importação pode, de alguma forma, ser considerado um episódio único de 21 trimestres, de maneira que o trimestre que separa os dois episódios originais seja um erro de mensuração.

Para levar isso em consideração, foram refeitas as regressões utilizando definições mais brandas dos intervalos dos episódios. Para isso, foram criados três novos conjuntos de dados que ignoram intervalos ausentes de um, dois e três trimestres como fazendo parte do episódio. Por exemplo, um episódio de três trimestres de duração, seguido por um trimestre de ausência de comércio, finalizado por quatro trimestres de importação, foi considerado um episódio único de oito trimestres na base ajustada para intervalo de um trimestre. Para a base ajustada no intervalo de dois trimestres, considerou-se que intervalos de até dois trimestres sem comércio seriam incluídos nos episódios. Na base ajustada para três trimestres, foi feito o ajuste equivalente. É importante ressaltar que este procedimento também testa a robustez quanto a sazonalidade. Importações recorrentes no início de cada ano, por exemplo, serão consideradas contínuas na base ajustada para três trimestres. O mesmo vale para importações realizadas semestralmente na base ajustada para um intervalo.

Os resultados para a especificação básica são apresentados na Tabela 3.8. São reportados apenas os resultados do modelo probit, para a base original, e as três bases ajustadas. Os resultados dos outros modelos são semelhantes. Em primeiro lugar, nota-se que os valores estimados dos coeficientes são similares entre todas as bases de dados. Para as variáveis indicando o uso de AD, os valores encontrados na bases ajustadas são superiores aos da base original. A variância do painel também é similar, em torno de 20%. Estes resultados indicam que a definição dos episódios não tem influencia sobre os resultados.

Assim como nos resultados anteriores, a Figura 3.5 mostra os diferentes riscos estimados para um episódio hipotético, comparando os diferentes dados utilizados para definir os episódios. Nota-se que o comportamento da taxa de risco tem a mesma trajetória nos quatro casos. A diferença entre eles é que o risco absoluto decai quando se aumenta o intervalo de tolerância dos episódios, o que é esperado, já que permitindo que trimestres sem comércio sejam contados como trimestres positivos, o risco é artificialmente diminuído.

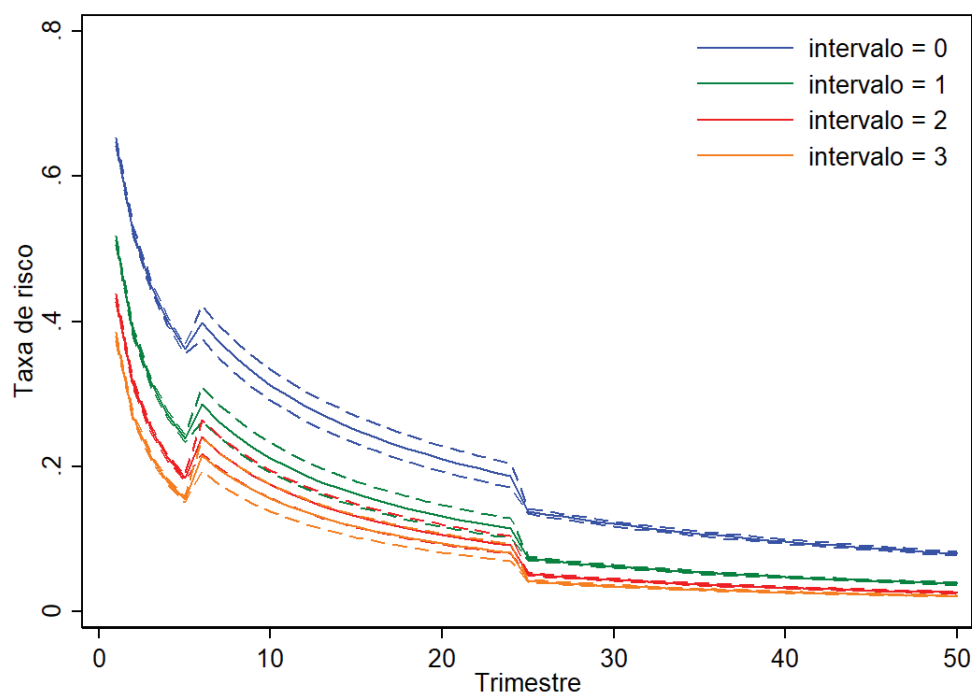
Tabela 3.8 Estimativas para bases ajustadas para intervalos ausentes

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Sem ajuste	1 Trimestre	2 Trimestres	3 Trimestres
Tempo (ln)	-0,455*** (0,001)	-0,460*** (0,001)	-0,452*** (0,001)	-0,440*** (0,001)
Valor inicial (ln)	-0,0628*** (0,000)	-0,0476*** (0,000)	-0,0415*** (0,000)	-0,0380*** (0,000)
Distância (ln)	-0,0610*** (0,003)	-0,0895*** (0,003)	-0,101*** (0,003)	-0,108*** (0,003)
PIB (ln)	-0,0726*** (0,001)	-0,0679*** (0,001)	-0,0694*** (0,001)	-0,0713*** (0,001)
CV do valor unitário (ln)	-0,0596*** (0,001)	-0,0634*** (0,001)	-0,0671*** (0,001)	-0,0710*** (0,001)
Produto com AD	-0,0803*** (0,008)	-0,0778*** (0,008)	-0,0801*** (0,008)	-0,0769*** (0,007)
País não nomeado	0,0634*** (0,013)	0,101*** (0,015)	0,112*** (0,016)	0,125*** (0,016)
País nomeado, retirado	-0,358*** (0,106)	-0,308* (0,146)	-0,190 (0,154)	-0,314 (0,176)
País nomeado	0,180*** (0,031)	0,229*** (0,035)	0,277*** (0,038)	0,311*** (0,038)
Observações	3.833.422	3.682.805	3.682.666	3.731.932
Rho	0,216	0,190	0,179	0,173
LL	-1.722.934	-1.368.076	-1.176.698	-1.056.922

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Erros-padrão entre parênteses. * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Figura 3.5: Taxa de risco para diferentes ajustes de intervalos



Fonte: Elaboração própria.

Nota: A investigação se inicia no sexto trimestre e dura por vinte e quatro trimestres.

As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

3.6 Conclusão

Neste ensaio, analisou-se o efeito de investigações antidumping sobre o risco de um exportador sair do mercado brasileiro. O principal resultado encontrado é um efeito médio de aproximadamente 12% de aumento no risco de saída quando um país é citado em uma investigação em comparação a um país não citado.

A decomposição deste resultado nas diversas fases que compõem o processo indica algumas hipóteses sobre o funcionamento do AD. O aumento do risco na fase inicial do processo é de aproximadamente 11%, menor que as magnitudes de 30% e 33% encontradas na fase preliminar e final. Esta configuração indica que uma investigação AD tem um efeito maior a partir da determinação dos danos. Neste caso, o chamado efeito *in terrorem* - a intimidação do processo - não é o principal determinante da interrupção das importações. Este fato também é compatível com a taxa de sucesso dos processos brasileiros, que gira em torno de 60%, mas quando a determinação preliminar é positiva, a taxa de sucesso

condicional é de 99%.

Apesar do efeito ser menor na fase inicial, a mera iniciação já causa um aumento do risco de saída, o que é compatível com os efeitos na margem intensiva que também são observados na fase inicial (STAIGER; WOLAK, 1994). Esta constatação sugere que processos AD podem ser utilizados de forma estratégica por indústrias em busca de proteção. A legislação AD deve, desta maneira, ser rigorosa na apreciação das petições, antes mesmo da publicação da investigação. Entre 2005 e 2017, o DECOM reporta que 57% das petições foram aceitas, 14% indeferidas, e 25% retiradas (DECOM, 2018).

A evidência brasileira contrasta com o resultado encontrado para os EUA onde a maior parte do risco aumenta já com o anúncio da investigação. Um outro ponto de interesse é que os resultados brasileiros são um pouco mais brandos que os encontrados na literatura americana, onde as taxas de risco aumentam em mais de 50%. Por outro lado, o risco absoluto é muito maior no Brasil, mostrando que as importações brasileiras estão sujeitas a mais incerteza.

Somada ao efeito na margem intensiva encontrados por Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017), a evidência aqui observada na margem extensiva contribui para mensurar os efeitos da política antidumping no Brasil. Especificamente em relação à defesa comercial e sua característica discricionária, que incentiva as motivações protecionistas, deve-se avançar na sua avaliação como um todo para permitir uma análise acertada sobre seus custos e benefícios.

4 TERCEIRO ENSAIO:

EFEITOS MACROECONÔMICOS DA DEFESA COMERCIAL

RESUMO

A adoção de medidas protecionistas é geralmente justificada com uma retórica de crescimento. Com esta motivação, o Brasil vem intensificando o uso de medidas de proteção comercial desde o início da crise mundial em 2008. Este ensaio tem como objetivo estimar os efeitos de uma forma particular de proteção – a defesa comercial – sobre variáveis macroeconômicas, de forma a contribuir para a discussão sobre a eficácia da política comercial. Uma série de investigações antidumping de frequência trimestral e mensal é construída, e através da metodologia de séries temporais, avaliado o impacto macroeconômico de um aumento de novas investigações. Os resultados mostram que investigações antidumping têm um efeito negativo no produto, mas não na inflação e no saldo da balança comercial. Estes resultados mostram que a defesa comercial, apesar de recessiva, não se configura completamente como um choque de oferta negativo.

Palavras-Chave: Defesa comercial, protecionismo, vetores autorregressivos.

JEL: F13, F14, C32.

ABSTRACT

The adoption of protectionist measures is usually justified by a rhetoric of growth. With this motivation, Brazil has been intensifying the use of trade protection measures since the beginning of the world crisis in 2008. This essay aims to estimate the effects of a particular form of temporary protection on macroeconomic variables, in order to contribute to the discussion on the effectiveness of trade policy. A series of quarterly and monthly frequency antidumping investigations is constructed, and through time series methodology, we evaluate the macroeconomic impact of an increase in new investigations. The results show that antidumping investigations have a negative effect on GDP, but not on inflation and net exports. These results show that temporary trade protection, although recessive is not completely characterized as a negative supply shock.

Keywords: Temporary trade protection, protectionism, vector autoregressive model.

4.1 Introdução

Como resposta à crise de 2008, muitos países passaram a utilizar a política comercial de forma ativa, colocando o protecionismo permanentemente de volta à agenda internacional. Em tempos de incerteza econômica, a proteção comercial surge como uma alternativa para tentar isolar um país de choques econômicos adversos provenientes do resto do mundo.

Neste contexto, os membros do G-20 se comprometeram a não adotar medidas restritivas de comércio, com o receio do desencadeamento de uma escalada protecionista. A lembrança dos anos 1930 veio à tona, quando políticas comerciais do tipo *beggar-thy-neighbour* foram responsáveis pelo aprofundamento da Grande Depressão (IRWIN, 2017). Porém, esforços de monitoramento iniciados após a deflagração da crise mostram que os países do G-20 ampliaram o uso de medidas protecionistas e que, atualmente, ainda continuam a fazer uso destes dispositivos (EVENETT; FRITZ, 2017).

Recentemente, a eleição de Donald Trump como presidente dos EUA propagou novas tensões comerciais. Trump foi eleito com uma agenda declaradamente protecionista, tendo como propostas o aumento de empregos em determinados setores afetados pela globalização e a diminuição do déficit comercial dos EUA. Em busca destes objetivos, o governo americano adotou medidas agressivas de proteção tendo como seu principal alvo a China, mas atingindo outras economias importantes como a União Europeia e também seus parceiros mais próximos como México e Canadá (BOWN; KOLB, 2018).

Assim como a crise mundial reverteu expectativas de políticas econômicas ao redor do mundo, também no Brasil houve reorientações. As políticas macroeconômica, industrial e comercial foram repensadas, em parte como resposta à crise e em parte pela preferência dos *policy makers* por políticas de cunho intervencionista (PESSÔA, 2014). A política do tripé macroeconômico foi aos poucos substituída por uma política econômica com efeitos adversos na área fiscal (GOBETTI; ORAIR, 2015). A política comercial não passou incólume e apresentou uma inflexão rumo ao protecionismo de caráter discriminatório. Em especial, o governo Dilma Rousseff subordinou a política comercial à uma política industrial voltada para promoção de interesses setoriais. O Plano Brasil Maior, lançado em 2011, teve como diretrizes principais o estímulo às exportações através de subsídios

e a adoção de conteúdo nacional em compras governamentais. Medidas protecionistas incluíram o aumento da tarifa de importação em 100 produtos além dos já permitidos na Lista de Exceção à TEC, a proliferação de ex-tarifários, a renegociação do acordo automotivo com o México e o aumento da atividade fiscalizadora e administrativa (VEIGA; RIOS; NAIDIN, 2013).

O uso de medidas protecionistas, mesmo que temporárias, costuma ser justificado não só pela proteção a determinados setores, mas também pelos resultados positivos que estas ações trazem sobre o desempenho geral da economia. Para contribuir sobre a discussão da eficácia destes instrumentos, este ensaio tenta mensurar os efeitos do protecionismo sobre o desempenho de variáveis macroeconômicas no Brasil. Através da metodologia de séries temporais, é estimado um modelo de vetores autoregressivos (VAR), onde o protecionismo é representado por uma variável que captura o uso da defesa comercial. A escolha da defesa comercial como variável se dá pelo uso intensivo do instrumento antidumping pelo Brasil. Desde a incorporação do Acordo Antidumping da Organização Mundial do Comércio (OMC) em 1995, o Brasil é o quarto maior utilizador deste instrumento, com 410 investigações iniciadas, atrás apenas de Índia, Estados Unidos e União Europeia. Este uso intensivo permite a construção de uma série de frequência mensal ou trimestral com variabilidade suficiente para capturar os efeitos macroeconômicos de curto prazo, o que não seria viável, por exemplo, com dados anuais de proteção tarifária. Um outro ponto de interesse é que, ao contrário das tarifas, que são coordenadas ao nível do Mercosul, a defesa comercial é de competência exclusiva do governo brasileiro, sendo sua administração feita pelo Departamento de Defesa Comercial (DECOM) do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC).

Existem diversos possíveis canais de transmissão pelo qual um aumento de medidas antidumping podem afetar negativamente a macroeconomia. Os direitos preliminares e definitivos aplicados nos produtos investigados costumam ser elevados. A tarifa ad valorem média é de 50% na amostra, com picos acima de 100%. Isto implica uma pressão no índice de preços da economia, agravado pelo fato de que a maioria dos produtos alvos de antidumping são insumos industriais. O aumento de preço dos importados também

leva a um redirecionamento do consumo para produtos domésticos, que são produzidos de forma mais ineficiente, são mais caros e diminuem a produtividade das firmas. A balança comercial pode apresentar melhora devido ao aumento de preço dos importados e a diminuição da atividade.

A identificação para o choque na variável de defesa comercial é a mesma de Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018). Utilizando um esquema de identificação recursiva, a hipótese de exogeneidade contemporânea do instrumento antidumping é argumentada devido às restrições temporais impostas pela legislação de defesa comercial e do tempo necessário para preparar uma petição. O efeito do choque protecionista é medido em três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, inflação, e saldo da balança comercial. A especificação básica é estimada com dados trimestrais e uma especificação alternativa é estimada com dados mensais. Os resultados sugerem que a política de defesa comercial brasileira é recessiva em termos de produto, mas com efeito indeterminado sobre inflação e sobre o saldo da balança comercial. Neste sentido os resultados reforçam parcialmente a literatura internacional. Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018) mostram que para Canadá, Turquia e Índia, medidas antidumping são equivalentes a um choque de oferta negativo, com efeitos recessivos, inflacionários e oferecem uma pequena melhora do saldo comercial.

A contribuição deste ensaio reside na mensuração dos efeitos da proteção comercial no Brasil, dando subsídios quantitativos para a análise dos *trade-offs* que envolvem políticas públicas. Esta reflexão adquire importância na medida que o protecionismo é um elemento central na discussão sobre o desenvolvimento econômico brasileiro. Depois de basear sua estratégia de desenvolvimento durante boa parte do século XX na ideia de substituição de importações, o Brasil abriu seus mercados no início dos anos 1990, mas ainda continua sendo um dos países mais fechados ao comércio no mundo (ABREU, 2004; KUME; PIANI; SOUZA, 2003). Em 2015, a tarifa média brasileira era a décima terceira maior entre os 134 membros da OMC.

A próxima seção discute as evidências sobre defesa comercial na literatura nacional e internacional, ressaltando sua conexão com o contexto macroeconômico. A seção de

metodologia detalha os procedimentos de estimação e os dados utilizados na análise, seguida pela discussão de resultados e a conclusão deste estudo.

4.2 Revisão de literatura

Historicamente, a política comercial brasileira já atendeu tanto objetivos macroeconômicos quanto de política industrial. No período mais recente, pós-abertura comercial, o uso de tarifas foi utilizado como aliviador de pressões inflacionárias no início do Plano Real e como resposta à crise de balanço de pagamentos de 1999 (KUME; PIANI; SOUZA, 2003). Em relação ao uso do instrumento antidumping, Kume e Piani (2004) argumentam que, para o período 1988-2003, a política de defesa comercial brasileira gerenciou a pressão por proteção ao apresentar uma moderada taxa de resultados positivos em relação às investigações iniciadas, mas por outro lado os direitos definitivos foram dados desproporcionalmente a oligopólios e monopólios. Mais recentemente, Araujo Jr (2017) toma uma posição mais crítica quanto ao uso do antidumping. O autor aponta uma série de estudos de casos mostrando distorções na aplicação do instrumento pelo governo brasileiro, que oferece proteção a indústrias que não a necessitam. Esta é uma temática recorrente nos surveys de Nelson (2006) e Blonigen e Prusa (2016). Nestes trabalhos, os autores apontam para o caráter discricionário do antidumping. A complexidade legal para a comprovação de dumping e de dano material permite às agências de defesa comercial controle sobre o resultado das ações.

Uma evidência do uso protecionista do direito antidumping é que seu uso é correlacionado com variáveis macroeconômicas. Em tese, não é de se esperar que novos casos de investigação antidumping respondam a estímulos macroeconômicos. Seu uso deveria ser restrito aos casos de concorrência desleal. Porém, Knetter e Prusa (2003) mostram que, do ponto de vista teórico, uma queda no produto interno de um país leva a um aumento do número de investigações abertas, já que se aumenta a chance de se demonstrar que houve dano material às indústrias peticionárias. A taxa de câmbio real também pode influenciar o uso do instrumento na medida que uma apreciação aumenta a chance de se comprovar dano, mas ao mesmo tempo dificulta a argumentação a favor do dumping. A

evidência internacional é de que o uso deste instrumento aumenta quando o país aplicador passa por períodos de piora na economia.

Evidência neste sentido é apresentada por Bown e Crowley (2013) que investigam o uso de barreiras temporárias entre 1988 e 2010 nos Estados Unidos, Austrália, Canadá, Coreia do Sul e União Europeia. No período pré-recessão de 2008, existe uma forte correlação anticíclica entre estas medidas e o desempenho da economia. Em um estudo posterior, Bown e Crowley (2014) também encontram uma relação anticíclica entre o uso de medidas de defesa comercial e choques macroeconômicos para treze países emergentes entre os anos 1989 e 2010. Uma redução do crescimento do PIB real está associada com um aumento no uso de medidas de defesa temporária, assim como uma apreciação real da taxa de câmbio bilateral. Existe um maior uso destes instrumentos após 1995, sugerindo um impacto da Organização Mundial do Comércio no uso do antidumping. A evidência sugere a troca do uso de tarifas por investigações de defesa comercial, à medida que os países comprometem mais produtos sob o limite máximo tarifário assumido junto à OMC.

No caso brasileiro, a influência de fatores macroeconômicos apresenta uma evidência menos robusta. Vasconcelos e Firme (2011) analisam o impacto de variáveis macroeconômicas sobre a probabilidade de se abrir investigações antidumping no Brasil entre 1990 e 2007. Para este período, utilizando dados trimestrais, os autores não encontraram efeito significativo do PIB e da taxa de câmbio sobre a probabilidade de se abrirem novas investigações antidumping. Por outro lado, dado uma investigação aberta, a probabilidade de ela ser encerrada com aplicação positiva de direito é maior quando há uma queda do PIB. Firme, Vasconcelos e Mattos (2018), em estudo subsequente, numa amostra trimestral entre 1995 e 2010, não encontraram efeito do PIB no curto prazo na abertura de novas investigações, mas apontam um efeito procíclico do câmbio. Uma apreciação da taxa de câmbio real leva a um aumento do número de investigações abertas.

Sabe-se, também, que o antidumping tem um efeito tanto na margem intensiva quanto extensiva de comércio. Bown e Crowley (2007), Ganguli (2008) e Carter e Gunning-Trant (2010) encontraram efeitos na margem intensiva de comércio, isto é, uma aplicação de direito antidumping leva a uma redução do volume importado. Estimativas apontam

uma redução de até 60% nas importações, dependendo dos países e produtos envolvidos. Os trabalhos também indicam a existência de desvio de comércio. Em relação à margem extensiva, Besedeš e Prusa (2017) através de uma análise de sobrevivência para os EUA, calculam que uma investigação antidumping aumenta em mais de 50% o risco de uma relação comercial ser encerrada. Além disto, os autores encontram evidências de que a maior parte deste impacto ainda se dá na fase preliminar de investigação. Após o término de uma investigação, é mais difícil para o país voltar a exportar para o mercado que aplicou a medida mesmo após a expiração dos direitos tarifários.

Por fim, Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018) é o estudo que mais se aproxima do presente artigo, ao investigar os impactos macroeconômicos do protecionismo. A evidência apresentada por modelos de séries temporais mostra que medidas protecionistas, sejam investigações antidumping ou aumento de tarifas, são equivalentes a um choque de oferta negativo. A partir de um modelo DSGE de uma pequena economia aberta, os autores conseguem estudar o impacto destas medidas em diferentes cenários alternativos, como regimes de câmbio fixo e flexível, e em economias perto do limite inferior da taxa de juros (*zero lower bound*). Em todos os casos, os resultados são similares e mostram um efeito recessivo das medidas protecionistas.

Os estudos quantitativos sobre protecionismo no Brasil são mais escassos. Os trabalhos sobre política comercial no país tendem a se concentrar na estimativa dos impactos da abertura unilateral dos anos 1990 sobre a produtividade das firmas e o mercado de trabalho (MUENDLER, 2004; GONZAGA; FILHO; TERRA, 2006; LISBOA; FILHO; SCHOR, 2010; DIX-CARNEIRO, 2014). O foco sobre proteção comercial costuma ser direcionado aos impactos de barreiras não-tarifárias aplicadas por terceiros países sobre exportações brasileiras, em especial produtos do agronegócio (FASSARELLA; SOUZA; BURNQUIST, 2011; SBARAI; MIRANDA, 2014).

Em específico sobre o tema de defesa comercial, Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017) investigam o impacto de medidas antidumping sobre o desempenho das firmas brasileiras entre 2003 e 2013. Uma medida antidumping tem um efeito médio de redução de 8,5% sobre a produtividade das firmas e um aumento de 2,4% no *markup*. Estes

resultados indicam que as firmas se aproveitam de maior poder de mercado induzido pela proteção.

4.3 Metodologia

O modelo a ser estimado é um VAR(p) estrutural da forma

$$Ax_t = \sum_{i=1}^p A_i^* x_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (4.1)$$

onde x_t é o vetor que contém as variáveis analisadas, A é a matriz de relações contemporâneas, A_i^* é a matriz de coeficientes estruturais, B é a matriz que correlaciona os erros estruturais e de forma reduzida, ε_t é o vetor de erros estruturais do tipo ruído branco tal que $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$. Na sua forma estrutural o VAR sofre de um problema de simultaneidade de equações, já que existe um efeito contemporâneo entre os elementos do vetor x_t dado pela matriz A . Este problema é eliminado ao se reescrever o VAR em sua forma reduzida, pré-multiplicando (4.1) pela inversa de A . O modelo assume a forma:

$$x_t = \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

onde $A_i = A^{-1}A_i^*$ é a matriz de coeficientes de forma reduzida, e u_t é um vetor de erros ruído branco sem correlação serial, mas que agora admite correlação entre seus elementos. Caso não exista relação contemporânea entre as variáveis, ou seja, $A = I$, os coeficientes estruturais em (4.1) se tornam equivalentes aos coeficientes em (4.2). Dadas as condições de estabilidade e estacionariedade, o modelo (4.2) pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários. Porém, a análise das funções impulso-resposta do VAR reduzido é prejudicada, já que os choques agora podem ser correlacionados entre si, impossibilitando o exercício de manipular uma variável mantendo todas as outras constantes. Para recuperar os parâmetros do VAR estrutural, a partir das estimativas do VAR de forma reduzida, é preciso fazer hipóteses sobre o formato das matrizes A e B que se relacionam da seguinte forma:

$$Au_t = B\varepsilon_t \quad (4.3)$$

Neste trabalho será adotada uma identificação recursiva da matriz A juntamente com a hipótese de que a matriz B é diagonal, indicando que um choque estrutural em um dos elementos de ε_t não tem efeito em nenhum dos outros elementos deste vetor. A identificação recursiva consiste em estabelecer que a primeira variável do vetor x_t tenha um impacto instantâneo em todas as outras variáveis, que a segunda variável tenha um impacto instantâneo em todas as outras variáveis exceto na primeira, que a terceira variável tenha um impacto em todas as outras, exceto a primeira e a segunda, e assim por diante. Supondo esta estrutura de relações contemporâneas, a matriz A adquire um formato triangular inferior com diagonal unitária.

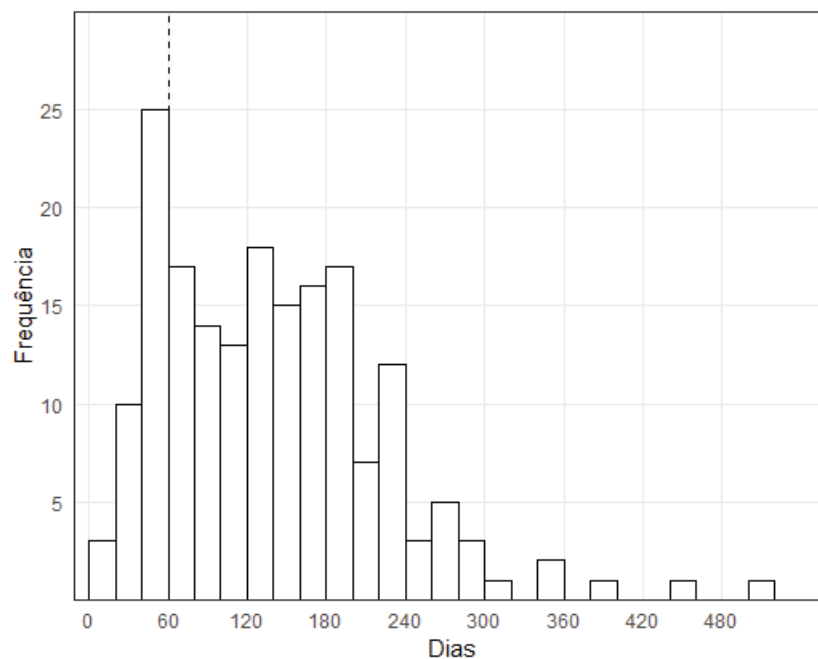
O modelo empírico é composto por uma medida de defesa comercial e outras três variáveis macroeconômicas: produto interno bruto, saldo da balança comercial e inflação. A retórica protecionista prega que medidas de proteção são capazes de elevar o crescimento de uma economia e de combater os déficits comerciais. A inclusão do PIB e da balança comercial obedece esta lógica. Já a variável de inflação é incluída para verificar se existe um impacto da defesa comercial nos preços. Apesar de atingir uma parcela pequena de produtos, a defesa comercial é utilizada no mundo todo primordialmente em produtos industriais intermediários (BLONIGEN; PRUSA, 2016). No Brasil, as investigações são concentradas em produtos das indústrias do metal, plástico e química (DECOM, 2018). Desta maneira, existe um potencial inflacionário no uso do antidumping, já que o aumento de preço nestes insumos pode se espalhar facilmente para o resto da economia.

A ordenação do vetor x_t é importante, já que todos os esquemas de identificação recursiva são equivalentes do ponto de vista observacional, mas apresentam diferentes funções impulso-resposta. No caso concreto, assim como Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018), supõe-se que as investigações antidumping não são afetadas contemporaneamente pelas variáveis macroeconômicas, isto é, a variável investigações antidumping será ordenada em primeiro lugar.

A justificativa desta hipótese é dada pela restrição temporal imposta pela legislação antidumping em relação à abertura de novos casos. Desde o Decreto 1.602 de 1995, incluindo a revisão pelo Decreto 8.058 de 2013, o prazo mínimo entre a petição feita pela

indústria, de caráter sigilosa, e a abertura pública da investigação através da publicação no Diário Oficial da União é de 30 dias. Para este prazo ser cumprido, a petição deve estar devidamente instruída sem necessidade de alterações. Na prática, o prazo mínimo raramente é cumprido, e o tempo compreendido entre a petição e a abertura do caso se alonga por meses. A partir de 1996, ano em que se inicia a amostra, o prazo médio entre a petição inicial e o anúncio de abertura da investigação é de 139 dias (mediana de 133 dias). Na Figura 1 é apresentado um histograma com a distribuição dos prazos de abertura dos processos. Mais de 80% dos casos apresentam um prazo superior a dois meses entre a petição e o início da investigação. Além do prazo estritamente legal, deve-se levar em consideração o tempo despendido pelo peticionário para juntar a informação necessária para a submissão da petição ao órgão competente. Como a petição somente pode ser feita em nome da indústria doméstica, e não em nome de firmas individuais, existe ainda o problema de coordenação e ação coletiva que demanda tempo e organização. Desta maneira, a soma destes prazos é suficiente para identificar o modelo tanto na periodicidade mensal quanto trimestral.

Figura 4.1: Histograma do prazo entre a petição inicial e a abertura da investigação



Fonte: Elaboração própria a partir de Bown (2016) e DECOM (2018).
 Nota: Cada intervalo corresponde a 20 dias. A linha pontilhada marca 60 dias.

Como argumentado, dada esta hipótese de identificação, será feita uma ordenação da matriz estrutural de forma que a medida de defesa comercial seja a primeira variável a entrar no modelo. A ordem das variáveis remanescentes é indiferente, já que não há interesse em se analisar choques nas variáveis macroeconômicas, prescindindo desta maneira de justificção teórica.

A especificação básica adotada é de periodicidade trimestral. Também é estimado um modelo com periodicidade mensal para checar a robustez dos resultados. Nesta especificação, a variável PIB é substituída por um índice de produção industrial devido à disponibilidade dos dados. Para o modelo trimestral, a ordenação das variáveis utilizada foi: defesa comercial, PIB, inflação e balança comercial; e no modelo mensal: defesa comercial, produção industrial, inflação e balança comercial.

4.3.1 Dados

O modelo básico trimestral é composto pela variável de defesa comercial, produto, inflação e balança comercial. Os dados sobre antidumping provém da Global Antidumping Database (BOWN, 2016) acrescentados dos dados do Departamento de Defesa Comercial (DECOM, 2018). Eventualmente, foram consultados os processos no Diário Oficial da União para corrigir pequenas informações divergentes. Os dados referem-se apenas a investigações originais de dumping, dano e causalidade. Não estão incluídas medidas de revisão, elisão e anticircunvenção. A série de tempo é construída com a contagem de produtos ao nível 8 dígitos na Nomenclatura Comum do Mercosul que tiveram investigações iniciadas por trimestre ou mês. A data utilizada para construir a série é a da publicação da circular de abertura no Diário Oficial da União. O uso da data de abertura da investigação ao invés da data da determinação final deve-se ao fato de que os agentes econômicos mudam suas expectativas logo na abertura do caso antidumping. Existem evidências internacionais de que o efeito de uma medida antidumping começa já na fase de investigação inicial, não sendo necessário nem mesmo a determinação preliminar de direito (BESEDEŠ; PRUSA, 2017; STAIGER; WOLAK, 1994). No ensaio anterior, foi verificado que no caso brasileiro existe um efeito na margem extensiva que, apesar de

ser concentrado na fase final da investigação, também já opera a partir da abertura da investigação. Isto se deve porque quando da publicação da investigação, o processo consta de uma estimativa inicial da margem de dumping que costuma ser similar à margem encontrada na determinação final. A partir desta informação, os agentes econômicos podem basear suas estimativas quanto à magnitude do direito que poderá vir a ser aplicado.

As variáveis macroeconômicas foram obtidas diretamente das fontes oficiais governamentais. Para os dados trimestrais, a medida de produto é o PIB real a preços de 1995. A medida de balança comercial utilizada é o saldo da balança como proporção do PIB em valores reais. A fonte para ambas as variáveis é o Sistema de Contas Nacionais Trimestrais do IBGE e os dados estão ajustados para sazonalidade. A medida de inflação utilizada é o núcleo do IPCA sem alimentos e preços administrados (EX0) calculado pelo Banco Central. A escolha desta medida ao invés do IPCA cheio justifica-se pelo perfil dos produtos afetados por medidas antidumping. As investigações são concentradas em produtos básicos e intermediários das indústrias de metal e química (DECOM, 2018). Desta maneira, a medida do núcleo de inflação é mais plausível para medir a dinâmica inflacionária causada por estes produtos. A taxa mensal do núcleo da inflação é composta ao trimestre e anualizada para depois ser ajustada para sazonalidade. As séries trimestrais estão disponíveis de 1996:1 até 2018:2.

Para os dados mensais alguns ajustes são feitos. Os dados de PIB são substituídos pela produção industrial física da Pesquisa Industrial Mensal - PIM do IBGE. A série utilizada é o índice de base fixa com ajuste sazonal. Os dados de balança comercial são os publicados pelo Banco Central no Balanço de Pagamentos. São utilizados os dados com ajuste sazonal em nível deflacionados pelo IPCA. A variável de inflação continua sendo o núcleo do IPCA anualizado e ajustado para sazonalidade. Os dados mensais estão disponíveis de 2002:1 a 2018:6. A série mensal é mais curta que a trimestral devido à disponibilidade dos dados da Pesquisa Industrial Mensal.

As estatísticas descritivas das séries são apresentadas na Tabela 4.1. A construção da variável de defesa comercial resultou em uma média de 4,38 novas investigações por trimestre, enquanto a média mensal foi de 1,64. O desvio-padrão indica que o número de

investigações varia bastante na amostra, sendo igual a 5,63 na periodicidade trimestral e a 3,69 na mensal.

Tabela 4.1 Estatísticas descritivas

	Freq.	Obs.	Média	D.p.	Mínimo	Máximo
Núcleo IPCA (%)	T	90	6,50	4,38	-3,35	28,94
Saldo comercial / PIB (%)	T	90	0,00	0,03	-0,04	0,05
PIB (milhões R\$)	T	90	245.264,20	45.525,14	177.133,50	311.804,90
Casos AD	T	90	4,38	5,63	0,00	37,00
Núcleo IPCA (%)	M	198	6,50	4,76	0,09	42,64
Saldo comercial (milhões R\$)	M	198	3.752,50	2.544,86	-3.407,48	9.436,85
Produção (índice)	M	198	92,53	7,86	77,40	105,00
Casos AD	M	198	1,64	3,69	0,00	35,00

Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e DECOM (2018).

A inspeção visual das séries é feita nas Figuras 4.2 e 4.3. Em relação aos dados trimestrais, é possível notar que a série construída para a variável de defesa comercial apresenta variabilidade suficiente para este tipo de exercício econométrico. Percebe-se também que a frequência de uso do antidumping aumenta a partir da metade mais recente da amostra, com mais trimestres consecutivos de utilização. Em relação a observações extremas, existem dois picos de novas investigações na série, nos trimestres 2008.4 e 2016.3. A série mensal da variável de defesa comercial apresenta um comportamento muito semelhante, inclusive no que diz respeito aos outliers.

A série do PIB é exibida em logaritmo para melhor visualização. Ela apresenta uma clara tendência de crescimento, com uma queda acentuada em 2008, seguida por uma rápida recuperação. A tendência de crescimento só é interrompida em 2014, quando se inicia um período recessivo que dura por por onze trimestres. Esta dinâmica também ocorre na série mensal do logaritmo da produção industrial, onde se percebe o efeito acentuado da crise financeira de 2008. No entanto, a tendência de crescimento se interrompe mais cedo do que a série do PIB, já por volta do ano de 2010.

O saldo da balança comercial, por sua vez, mostra um comportamento cíclico e de grande amplitude tanto na série trimestral quanto mensal. Em termos empíricos, o movimento reflete em grande parte o boom das commodities e o bom desempenho exportador brasileiro de meados dos anos 2000.

Por fim, a série de inflação é relativamente estável em ambas as periodicidades, mostrando picos apenas no início da amostra, referente ao processo de estabilização do Plano Real e às eleições presidenciais de 2002.

4.4 Resultados

O primeiro passo da análise é testar a estacionariedade das séries. Foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Elliott, Rothenberg and Stock (ERS). Os testes ADF e PP apresentam um baixo poder caso o processo verdadeiro seja um processo autoregressivo com coeficiente próximo a um. Por sua vez, o teste ERS é uma alternativa que apresenta maior poder nesta situação. As séries de PIB e produção industrial foram transformadas em logaritmos para melhor interpretação do modelo. Os resultados dos testes são apresentados nas Tabelas 2 e 3, respectivamente, para os dados trimestrais e mensais.

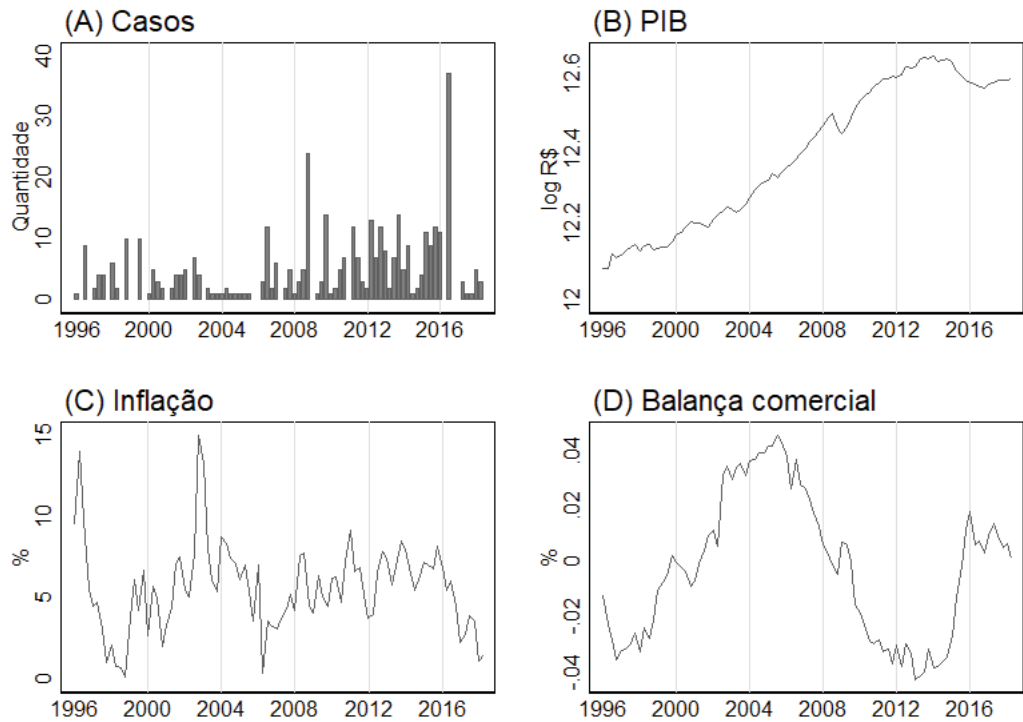
Em geral, os testes para os dados trimestrais apresentam convergência nos resultados. A hipótese nula de não-estacionariedade não foi rejeitada por nenhum teste para a série do PIB e rejeitada em todos os testes para sua primeira diferença. O saldo da balança comercial como proporção do PIB se apresentou não estacionário em todos os testes, com exceção do ADF com especificação sem tendência. Neste caso, foi dada preferência ao teste ERS, e considerou-se a série como não estacionária. Sua primeira diferença, no entanto, foi considerada estacionária em todos os testes. A série do núcleo de inflação foi considerada estacionária em nível para todos os testes com forte rejeição.

Tabela 4.2 Teste de raiz unitária das séries trimestrais

	ADF tendência	ADF cons- tante	ERS tendência	ERS cons- tante	PP cons- tante	PP tendência
log PIB	-0,56	-1,03	-1,02	0,82	-1,46	-0,33
Δ log PIB	-5,64a	-5,58a	-4,84a	-4,49a	-7,17a	-7,36a
Saldo	-1,45	-1,40c	-1,27	-1,22	-1,41	-1,42
Δ Saldo	-8,62a	-8,66a	-4,61a	-2,42b	-8,71a	-8,67a
Núcleo inflação	-4,66a	-4,64a	-4,40a	-3,07a	-4,02a	-4,00b

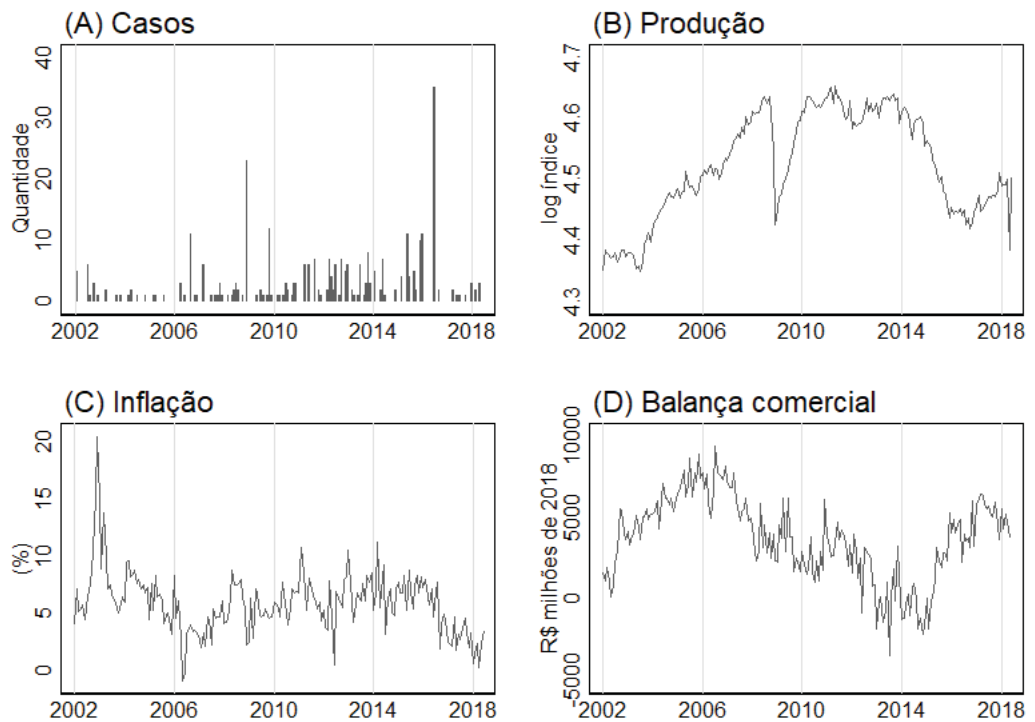
Nota: As letras a, b e c representam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. As defasagens do teste ADF foram escolhidas segundo o critério de informação de Schwarz. Na maioria dos casos apenas uma defasagem foi escolhida. No teste ERS, os valores das estatísticas reportados referem-se à defasagem ótima escolhida pelo critério de Schwarz.

Figura 4.2: Séries trimestrais



Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e DECOM (2018)

Figura 4.3: Séries mensais



Fonte: IBGE, Bacen, Bown (2016) e DECOM (2018)

Tabela 4.3 Teste de raiz unitária das séries mensais

	ADF tendência	ADF cons- tante	ERS tendência	ERS cons- tante	PP cons- tante	PP tendência
Produção	-1,6	-1,95b	-0,94	-0,6	-2,22	-1,89
Δ Produção	-9,64a	-9,55a	-3,04b	-1,93c	-15,48a	-15,55a
Saldo	-2,57	-2,17b	-2,09	-1,89c	-3,59a	-4,06a
Δ Saldo	-10,20a	-10,22a	-13,30a	-11,54a	-26,37a	-26,32a
Núcleo inflação	-3,87b	-3,58a	-4,27a	-3,96a	-6,11a	-6,47a

Nota: As letras a, b e c representam, respectivamente, significância a 1%, 5% e 10%. As defasagens do teste ADF foram escolhidas segundo o critério de informação de Schwarz. Na maioria dos casos apenas uma defasagem foi escolhida. No teste ERS, os valores das estatísticas reportados referem-se à defasagem ótima escolhida pelo critério de Schwarz.

No caso das séries mensais os resultados foram mais divergentes. A não-estacionariedade da série do log da produção foi rejeitada pelo teste ADF sem tendência, mas não rejeitada por todos os outros testes. No entanto, a sua primeira diferença é estacionária em todos os testes. Assim como na série trimestral, a não-estacionariedade do núcleo de inflação é fortemente rejeitada por todos os testes, indicando estacionariedade em nível da série. O saldo da balança comercial apresenta resultados divergentes. Ao contrário da variável trimestral, que é uma razão em relação ao PIB, na frequência mensal a variável é o log do saldo comercial em reais. O teste ADF indica que a série é não-estacionária, enquanto o teste PP indica que é estacionária. O teste ERS com tendência indica não-estacionariedade e o sem tendência indica estacionariedade. Dado os resultados divergentes, e a semelhança da inspeção visual entre as séries trimestrais e mensais, optou-se por trabalhar com a primeira diferença do saldo comercial.

Em seguida aos testes de raiz unitária, procedeu-se à determinação do número de defasagens para a estimação do VAR. Os resultados estão na Tabela 4.4. Para o modelo trimestral, todos os critérios indicam a adoção de uma defasagem. Para o modelo mensal, o critério de informação de Akaike indica uma defasagem de terceira ordem, enquanto os critérios de Schwarz e de Hannan–Quinn indicam uma defasagem de primeira ordem. Como os dados mensais possuem mais observações, optou-se pelo uso de três defasagens para permitir uma dinâmica maior das variáveis.

Após a escolha das defasagens, os modelos trimestral e mensal foram estimados em sua forma reduzida e aplicados os testes de multiplicadores de Lagrange para autocorrelações

Tabela 4.4 Critérios de informação para seleção de lags

Lag	Modelo trimestral			Modelo mensal		
	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC
0	-2.46383	-2.41639	-2.34559	22.4693	22.4975	22.5389
1	-3.44931*	-3.2121*	-2.85808*	21.7428	21.8839*	22.0909*
2	-3.13174	-2.70477	-2.06754	21.7528	22.0068	22.3795
3	-3.00411	-2.38738	-1.46694	21.738*	22.1049	22.6432
4	-2.89428	-2.08778	-0.884123	21.8044	22.2842	22.9881
5	-2.63434	-1.63807	-0.151204	21.9102	22.5028	23.3724
6	-2.46056	-1.27453	0.495551	21.9276	22.6331	23.6683
7	-2.23008	-0.854288	1.199	22.0002	22.8185	24.0194
8	-2.05765	-0.492088	1.84442	22.0544	22.9856	24.3521

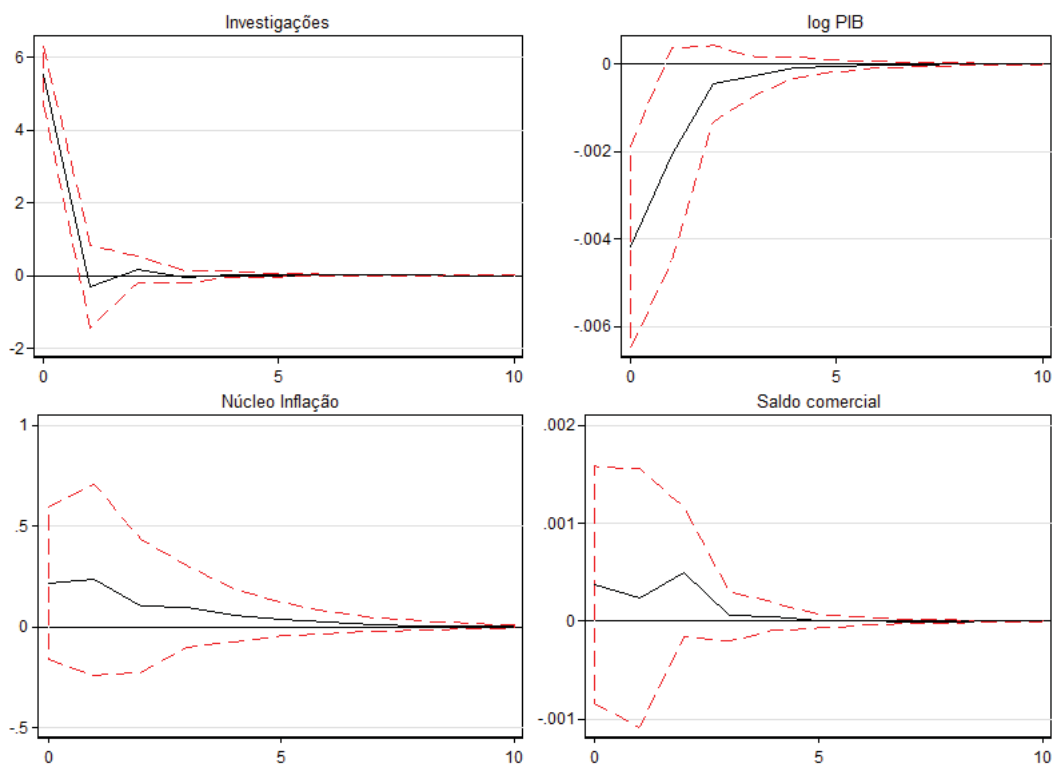
Fonte: Elaboração própria.

dos resíduos. Ambos os modelos, trimestral e mensal, falham em rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação para as diferentes defasagens, indicando uma adequação da especificação das defasagens. Os modelos estimados também satisfazem as condições de estabilidades dos autovalores.

A análise dos resultados será feita através das funções impulso-resposta geradas pelo modelo estrutural onde a variável de defesa comercial é ordenada em primeiro lugar. A Figura 3 apresenta as funções impulso-resposta do modelo trimestral. O choque de um desvio padrão na variável de defesa comercial equivale a aproximadamente cinco novos produtos sob investigação. Este choque desencadeia uma resposta imediata em todas as outras variáveis. A resposta do PIB é recessiva e significativa. A resposta inicial é de uma queda imediata de 0,4% que se encerra após cerca de quatro trimestres. Como a variável é a primeira diferença do logaritmo, esta magnitude é uma redução na taxa de crescimento real da economia. O tamanho da reação do PIB é semelhante ao encontrado por Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018). No trabalho dos autores, o PIB responde de forma menos imediata, mas igualmente recessiva, atingindo um vale em aproximadamente dois trimestres, com uma magnitude de 0,1% no caso do Canadá e 0,5% no caso da Turquia.

Uma das desvantagens de se utilizar o número de investigações antidumping como variável para representar o protecionismo é que esta não é uma medida monetária, não sendo possível traduzir diretamente o choque na variável como um multiplicador. Porém,

Figura 4.4: Funções impulso-resposta do modelo trimestral



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Choque de um desvio-padrão na variável no número de investigações antidumping iniciadas. Taxa de inflação anualizada. Saldo comercial como porcentagem do PIB.

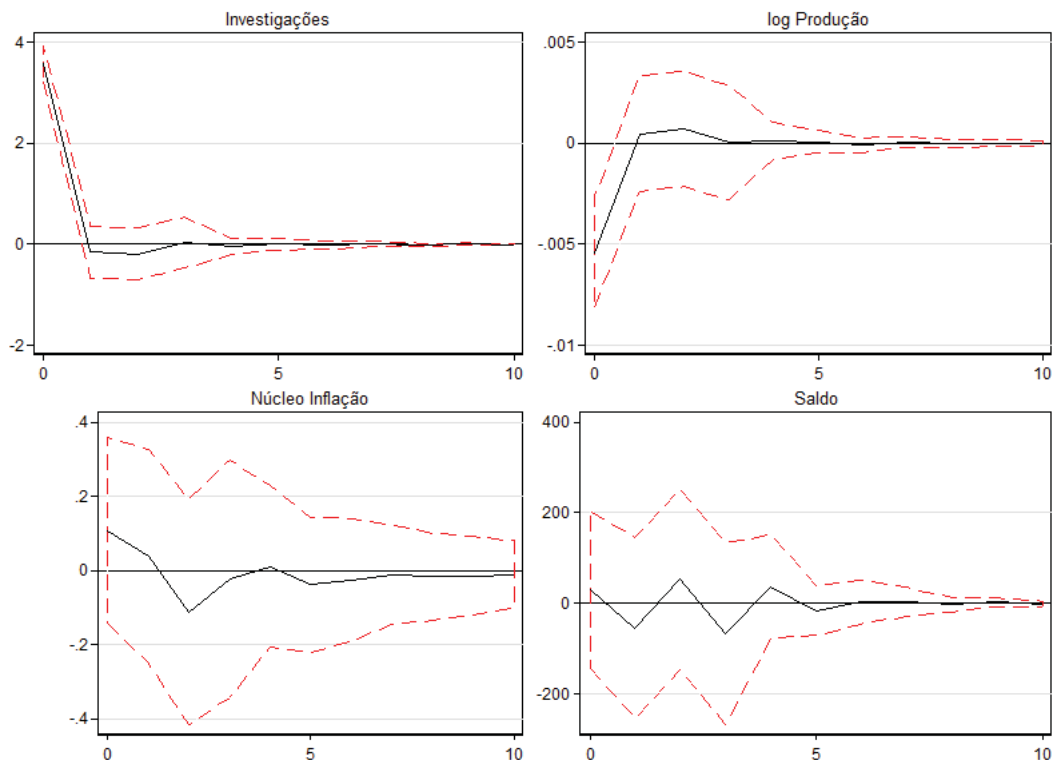
é possível fazer um exercício neste sentido e calcular um número aproximado utilizando as estimativas de Bown (2011, p. 1971). Neste trabalho, Bown (2011) calcula a proporção do valor de importação de diversos países que estão sob proteção de medidas de defesa comercial. O autor estima que entre 1997 e 2007 o Brasil teve, em média, aproximadamente 9,5 novos produtos sob investigação por ano. Estes produtos representaram anualmente em média uma adição de 0,18% do total das importações sob novas investigações. Como um desvio-padrão da variável de defesa comercial corresponde a 5,63 novos produtos investigados, os cálculos de Bown (2011) implicam um valor médio de 0,11% do valor das importações atingidas por um choque de um desvio-padrão nas investigações. Dado o efeito estimado de 0,4% no PIB, é possível calcular um multiplicador de $0,4 / 0,11 = 3,75$. Para cada real que uma nova investigação antidumping afeta, o PIB é reduzido em 3,75 reais. Este valor deve ser interpretado com cautela, podendo servir como uma estimativa superior, dadas as incertezas associadas à estimativa do modelo. Para efeito de comparação, o mesmo procedimento de cálculo, mas utilizando as estimativas de Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018), resultam em um multiplicador de 1,17 para o Canadá e 9,09 para a Turquia.

Ainda no modelo trimestral, o saldo comercial responde positivamente ao choque, mas o resultado não é significativo. Este padrão também é encontrado em Barattieri, Cacciatore e Ghironi (2018), onde o saldo comercial não é significativo para o Canadá e apresenta apenas um leve aumento para a Turquia. A resposta da inflação no caso brasileiro também é não significativa, apesar da trajetória inflacionária. Nas estimativas dos autores para Canadá e Turquia, a inflação apresenta um pico no segundo trimestre de cerca de 0,2% e 1,5%, respectivamente, tendo seu efeito encerrado após cinco trimestres.

A Figura 4 traz os resultados das funções impulso-resposta para o modelo mensal. Em geral, os resultados encontrados nesta especificação vão ao encontro dos resultados trimestrais. Neste caso, o choque da variável de defesa comercial é equivalente a quatro novos produtos sob investigação. A resposta das variáveis também é imediata. A produção industrial reage rapidamente com um queda de 0,5% tendo seu efeito encerrado entre 4 a 5 meses após o choque inicial. A resposta da inflação ao choque protecionista não

é significativa, e ao contrário do modelo trimestral, em alguns períodos as estimativas pontuais são negativas. O saldo da balança comercial apresenta um comportamento irregular e não significativo, não mostrando um sinal de resposta ao choque de defesa comercial.

Figura 4.5: Funções impulso-resposta do modelo mensal



Fonte: Elaboração própria.

Nota: Choque de um desvio-padrão na variável no número de investigações antidumping iniciadas. Taxa de inflação anualizada. Saldo comercial em milhões de reais.

Os resultados de ambas as especificações indicam que o efeito principal de um aumento no número de investigações antidumping é uma redução do produto. Porém, esta redução não se configura completamente em um choque de oferta negativo, já que não há uma resposta significativa nem da inflação nem da balança comercial. Em um modelo macroeconômico tradicional, se esperaria uma resposta inflacionária e uma melhora no saldo comercial de um choque de oferta negativo.

4.5 Conclusão

Desde 2008, muitos países têm utilizado cada vez mais medidas protecionistas em meio a uma década de incertezas crescentes. No Brasil, o aumento recente no uso de medidas protecionistas está associado ao redirecionamento da política econômica após a crise mundial. O entendimento dos *policy makers* brasileiros foi de que o país necessitava de políticas de cunho mais intervencionista, onde o crescimento econômico fosse perseguido de forma mais ativa por parte do Estado. Entretanto, enquanto o uso do protecionismo como estratégia de desenvolvimento de longo prazo é tema frequente de discussões, os impactos macroeconômicos de curto prazo de medidas de proteção comercial são negativos.

Neste ensaio foram estimados os efeitos macroeconômicos de uma forma particular de protecionismo, a defesa comercial. O Brasil é um país ativo em relação ao uso desta modalidade de proteção, sendo um dos maiores utilizadores de antidumping entre os membros da Organização Mundial do Comércio. Para isso, utilizou-se a metodologia de análise de séries temporais através de um modelo de vetores autoregressivos.

Os resultados encontrados indicam que existe um efeito imediato e significativo do aumento de aberturas de investigações antidumping sobre o PIB. Um maior número de produtos investigados leva a uma redução do produto por cerca de quatro trimestres. A magnitude deste efeito parece ser grande, mas em conformidade com estimativas semelhantes internacionais. Porém, ao contrário da evidência internacional, não foram percebidos efeitos significativos do aumento de investigações sobre a inflação e o saldo da balança comercial. Estes resultados foram confirmados tanto numa especificação com dados trimestrais quanto em uma com dados mensais.

Este ensaio buscou contribuir para a literatura brasileira que quantifica os efeitos de medidas protecionistas na economia. Através da construção de uma série de investigações de defesa comercial em periodicidade compatível com a frequência do ciclo de negócios foi possível explorar sua variação para estimar os efeitos de um choque protecionista. Para além deste trabalho, uma análise abrangente do protecionismo brasileiro e sua relação com o ambiente macroeconômico deve levar em conta os efeitos de outros instrumentos de política comercial, em especial a administração tarifária no âmbito do Mercosul.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese apresentou três ensaios que analisaram aspectos particulares da política comercial brasileira e sua relação com o protecionismo.

O primeiro ensaio tratou de avaliar empiricamente o modelo *Protection for Sale* (GROSSMAN; HELPMAN, 1994), considerado um dos mais importantes na literatura de economia política e com considerável evidência positiva acerca de sua validade. Um dos motivos da proeminência do modelo PFS é que ele é relativamente simples, mostra a estrutura de oferta e demanda de proteção de forma microfundamentada e tem uma implicação empírica testável. Antes de proceder ao teste empírico, porém, foi feita uma extensa avaliação das críticas teóricas e econométricas que as evidências positivas sofreram ao longo do tempo. A revisão de literatura indicou que o sucesso do modelo PFS é questionável, sendo uma de suas grandes fragilidades a operacionalização da variável de organização política.

Os trabalhos que se propõem a avaliar de alguma forma a validade do modelo PFS ao caso brasileiro encontram evidências favoráveis, mas podem ser questionados pelos seus procedimentos metodológicos. Por sua vez, a evidência econométrica encontrada no primeiro ensaio parece não validar o modelo. Isto inclui o teste alternativo desenvolvido por Imai, Katayama e Krishna (2013), que prescinde da variável de organização política.

Estes resultados indicam que é necessário se aprofundar a discussão sobre os determinantes do protecionismo no Brasil. Grande parte da literatura nos últimos 25 anos se dedicou a testar ou expandir o arcabouço do modelo PFS. Se, por um lado, o PFS é um dos modelos mais testados e utilizados para se investigar o protecionismo, por outro lado, existe uma rica literatura que aponta para outros determinantes da proteção, mas que não foi suficientemente explorada. Duas vertentes parecem promissoras: a primeira é a que

sugere o lobby informacional, isto é, o lobby que não compra diretamente as políticas, mas que tenta mudar a crença dos políticos. Pesquisas encomendadas, criação de *think-tanks*, ou mesmo propaganda são instrumentos utilizados para convencer o político de um ponto de vista. Esta ideia é prevalente na literatura de Ciência Política, onde Austen-Smith (1993) é um modelo básico. Outra vertente possível é aquela que sugere a manutenção do *status quo*: governantes não querem pagar os custos de mudança nem incorrer em incertezas políticas. Desta maneira a proteção presente depende da proteção passada. Esta é uma discussão que aparece pela primeira vez em Corden (1974).

Nos ensaios seguintes, a tese se voltou para a avaliação dos efeitos do antidumping (AD). O antidumping atrai muitas críticas por parte dos economistas por não haver nenhuma justificativa econômica para o seu uso; ele nada mais é do que a simples resposta à segmentação de mercados. Assim, sua utilização só pode ser explicada por motivos de economia política. A ideia mais defensável é de que ele seria uma “válvula de escape” para os interesses protecionistas (NELSON, 2006; BLONIGEN; PRUSA, 2016). À medida que a OMC impõe uma disciplina tarifária aos países, o AD agiria para acomodar certos grupos afetados, permitindo que novas rodadas de liberalização possam ser colocadas em prática.

A evidência acumulada na literatura internacional mostra que o AD tem diversas consequências negativas na economia. Estes efeitos devem ser levados em conta na hora de se planejar a política comercial de um país e contrapostos aos possíveis benefícios. O segundo e o terceiro ensaio tratam da avaliação de alguns destes efeitos, motivados pelo fato do Brasil ser um intenso utilizador do AD.

No segundo ensaio analisou-se o efeito de investigações antidumping sobre o risco de um exportador sair do mercado brasileiro. O principal resultado encontrado é um efeito médio de aproximadamente 12% de aumento no risco de saída quando um país é citado em uma investigação em comparação a um país não citado. A decomposição deste resultado nas diversas fases que compõem o processo AD sugere que a maior parte do risco aumenta após implementação dos direitos definitivos. Apesar do efeito ser menor na fase inicial, a mera iniciação já causa um aumento do risco de saída. Esta constatação

abre a possibilidade de que processos AD podem ser utilizados de forma estratégica por indústrias em busca de proteção. Os resultados encontrados são importantes na medida em que se relacionam com a nova teoria de comércio, que enfatiza as relações ao nível da firma. Esta literatura mostra que firmas exportadoras incorrem em custos irrecuperáveis para exportar, e que a saída de um mercado pode ser permanente caso a firma não consiga incorrer nestes custos novamente. O aumento do risco causado pelo uso do AD pode, desta maneira, ter um efeito permanente sobre o nível de importações.

No terceiro ensaio, foi explorada a dimensão macroeconômica do uso do antidumping. No Brasil, o aumento recente no uso de medidas protecionistas está associado ao redirecionamento da política econômica após a crise mundial. O entendimento dos formuladores de política brasileiros foi de que o país necessitava de políticas de cunho mais intervencionista, onde o crescimento econômico fosse perseguido de forma mais ativa por parte do Estado. No ensaio foi utilizada a metodologia de análise de séries temporais através de um modelo de vetores autoregressivos para mostrar que os impactos macroeconômicos de curto prazo de medidas de proteção comercial são negativos. Os resultados encontrados indicam que existe um efeito imediato e significativo do aumento de aberturas de investigações antidumping sobre o PIB. Um maior número de produtos investigados leva a uma redução do produto por cerca de quatro trimestres. Porém, ao contrário da evidência internacional, não foram percebidos efeitos significativos do aumento de investigações sobre a inflação e o saldo da balança comercial. Desta maneira, o efeito macroeconômico negativo do antidumping não chega a se caracterizar de forma completa como um choque de oferta negativo.

Existe uma ampla quantidade de temas que podem ser tratados quando se discute a política comercial brasileira, passando por estratégias de desenvolvimento, grupos de interesse, ambiente macroeconômico e o papel da burocracia governamental. Porém, para levar estas discussões adiante é preciso, em primeiro lugar, avaliar e testar as suas implicações. Esta tese teve como objetivo contribuir para esta avaliação, cujos resultados encontrados podem servir para apontar novas direções na política comercial brasileira.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. P. **Trade Liberalization and the Political Economy of Protection in Brazil since 1987**. Buenos Aires: Inter-American Development Bank - INTAL, 2004. (Working Papers - SITI, 8b). Disponível em: <http://publications.iadb.org/handle/11319/2642>.
- ABREU, M. P. d.; BEVILAQUA, A. S.; PINHO, D. M. Import Substitution and Growth in Brazil, 1890s–1970s. In: CÁRDENAS, E.; OCAMPO, J. A.; THORP, R. (Ed.). **An Economic History of Twentieth-Century Latin America**. London: Palgrave Macmillan, 2000, (St Antony's Series). p. 154–175.
- ARAGÃO, M. **Grupos de pressão no Congresso Nacional: como a sociedade pode defender licitamente seus direitos no poder legislativo**. Sao Paulo: Maltese, 1994.
- ARAÚJO Jr, J. T. Anatomia da Proteção Antidumping no Brasil. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, n. 130, 2017.
- AUSTEN-SMITH, D. Information and influence: Lobbying for agendas and votes. **American Journal of Political Science**, p. 799–833, 1993.
- AUTOR, D. H.; DORN, D.; HANSON, G. H. The china shock: Learning from labor-market adjustment to large changes in trade. **Annual Review of Economics**, Annual Reviews, v. 8, p. 205–240, 2016.
- AZEVEDO, A. F. Z. de; MASSUQUETTI, A. TEC no âmbito do Mercosul: teoria e prática. **Análise Econômica**, v. 27, n. 52, 2009.
- BARATTIERI, A.; CACCIATORE, M.; GHIRONI, F. **Protectionism and the Business Cycle**. National Bureau of Economic Research, 2018. (Working Paper, 24353). Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w24353>.
- BAUMANN, R.; MESSA, A. A economia política da política comercial no Brasil. In: MESSA, A.; OLIVEIRA, I. T. M. (Orgs.). **A Política Comercial Brasileira em Análise**. Brasília: IPEA, 2017.
- BERNARD, A. B. et al. The empirics of firm heterogeneity and international trade. **Annu. Rev. Econ.**, Annual Reviews, v. 4, n. 1, p. 283–313, 2012.
- BERNHEIM, B. D.; WHINSTON, M. D. Menu Auctions, Resource Allocation, and Economic Influence. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 101, n. 1, p. 1–31, 1986.
- BESEDEŠ, T.; PRUSA, T. J. Product differentiation and duration of US import trade. **Journal of International Economics**, v. 70, n. 2, p. 339–358, 2006.

_____. The hazardous effects of antidumping. **Economic Inquiry**, Wiley Online Library, v. 55, n. 1, p. 9–30, 2017.

BLONIGEN, B. A. Evolving discretionary practices of US antidumping activity. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, v. 39, n. 3, p. 874–900, 2006.

BLONIGEN, B. A.; PRUSA, T. J. Dumping and Antidumping Duties. In: BAGWELL, K.; STAIGER, R. W. (Ed.). **Handbook of Commercial Policy**. Amsterdam: North-Holland, 2016. v. 1, p. 107–159.

BOWN, C. P. Taking Stock of Antidumping, Safeguards and Countervailing Duties, 1990–2009. **The World Economy**, v. 34, n. 12, p. 1955–1998, dez. 2011.

_____. **Global Antidumping Database**. 2016. Disponível em: <<https://sites.google.com/site/chadpbown/GAD.zip>>.

BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. Trade deflection and trade depression. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 72, n. 1, p. 176–201, 2007.

_____. Import protection, business cycles, and exchange rates: Evidence from the Great Recession. **Journal of International Economics**, v. 90, n. 1, p. 50–64, 2013.

_____. Emerging economies, trade policy, and macroeconomic shocks. **Journal of Development Economics**, v. 111, p. 261–273, 2014.

BOWN, C. P.; KOLB, M. Peterson Institute for International Economics, **Trump's Trade War Timeline: An Up-to-Date Guide**. 2018. Disponível em: <<https://piie.com/blogs/trade-investment-policy-watch/trump-trade-war-china-date-guide>>.

BULMER-THOMAS, V. Globalization and the new economic model in Latin America. In: BULMER-THOMAS, V.; COATSWORTH, J. H.; CONDE, R. C. (Ed.). **The Cambridge Economic History of Latin America**. New York: Cambridge University Press, 2006. v. 2, p. 135–164.

CALFAT, G.; GANAME, M. C.; FLORES, R. G. **Endogenous Protection in Mercosul: An Empirical Analysis**. Rio de Janeiro: FGV, EPGE, 2000. (Ensaios Econômicos, 407).

CAMPOS, C. F.; CAVALETTI, M. B. Importações brasileiras: Um estudo empírico sobre duração e fatores de sobrevivência. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 3, p. 281–303, 2016.

CANUTO, O.; FLEISCHHAKER, C.; SCHELLEKENS, P. **The Curious Case of Brazil's Closedness to Trade**. The World Bank, 2015. (Policy Research Working Papers). Disponível em: <<http://elibrary.worldbank.org/doi/book/10.1596/1813-9450-7228>>.

CARTER, C. A.; GUNNING-TRANT, C. U.S. Trade Remedy Law and Agriculture: Trade Diversion and Investigation Effects. **The Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Économique**, v. 43, n. 1, p. 97–126, 2010.

- CASTILHO, M. R. **Estrutura de Comércio Exterior e Proteção Efetiva**. Rio de Janeiro: UFRJ, 2009. (Relatório de Pesquisa - Projeto PIB).
- CHANDRA, P.; LONG, C. Anti-dumping duties and their impact on exporters: Firm level evidence from China. **World Development**, v. 51, p. 169–186, 2013.
- CHERNOZHUKOV, V.; HANSEN, C. An IV model of quantile treatment effects. **Econometrica**, v. 73, n. 1, p. 245–261, 2005.
- _____. Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models. **Journal of Econometrics**, v. 132, n. 2, p. 491–525, 2006.
- CORDEN, W. M. **Trade policy and welfare**. Oxford: Clarendon Press, 1974.
- DECOM. **Relatório DECOM**. Brasília: MDIC, 2018. Disponível em: http://www.mdic.gov.br/images/REPOSITARIO/secex/decom/Relatorios_DECOM/Relatrio_2017_final.pdf.
- DIX-CARNEIRO, R. Trade liberalization and labor market dynamics. **Econometrica**, v. 82, n. 3, p. 825–885, 2014.
- EDERINGTON, J.; MINIER, J. Reconsidering the empirical evidence on the Grossman-Helpman model of endogenous protection. **Canadian Journal of Economics**, v. 41, n. 2, p. 501–516, 2008.
- EVENETT, S. J.; FRITZ, J. **Will Awe Trump Rules? The 21st GTA Report**. London: Global Trade Alert, 2017. (GTA Report).
- FASSARELLA, L. M.; SOUZA, M. J. P. d.; BURNQUIST, H. L. Impact of sanitary and technical measures on Brazilian exports of poultry meat. **Agricultural and Applied Economics Association**, 2011.
- FERNANDES, I. F. A. L. **Burocracia e Política: a construção institucional da política comercial brasileira pós-abertura econômica**. 172 p. Dissertação (Ciência Política) — Universidade de São Paulo, 2010.
- FERREIRA, J. G. **As ações antidumping no Brasil e seus efeitos nas importações**. 75 p. Dissertação (Economia) — Universidade de Brasília, 2014.
- FIRME, V. d. A. C.; VASCONCELOS, C. R. F.; MATTOS, R. S. d. The effect of macroeconomic variables on the opening of antidumping measures: A robust analysis for Brazilian and Argentine economy. **Review of Development Economics**, v. 22, n. 1, p. 434–457, fev. 2018.
- GANGULI, B. The Trade Effects of Indian Antidumping Actions. **Review of International Economics**, v. 16, n. 5, p. 930–941, nov. 2008.
- GAWANDE, K.; BANDYOPADHYAY, U. Is Protection for Sale? Evidence on the Grossman-Helpman Theory of Endogenous Protection. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 1, p. 139–152, 2000.
- GAWANDE, K.; KRISHNA, P. The political economy of trade policy: Empirical approaches. In: CHOI, E. K.; HARRIGAN, J. (Ed.). **Handbook of International Trade**. Oxford: Blackwell, 2003. v. 1.

- GAWANDE, K.; KRISHNA, P.; OLARREAGA, M. What governments maximize and why: The view from trade. **International Organization**, v. 63, n. 3, p. 491–532, 2009.
- GOBETTI, S. W.; ORAIR, R. O. Política Fiscal em perspectiva: o ciclo de 16 anos (1999-2014). **Revista de Economia Contemporânea**, v. 19, n. 3, p. 417–447, dez. 2015.
- GOLDBERG, P. K.; MAGGI, G. Protection for Sale: An Empirical Investigation. **American Economic Review**, v. 89, n. 5, p. 1135–1155, 1999.
- GONZAGA, G.; FILHO, N. M.; TERRA, C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. **Journal of International Economics**, v. 68, n. 2, p. 345–367, 2006.
- GROSSMAN, G. M.; HELPMAN, E. Protection for Sale. **The American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 833–850, 1994.
- HEAD, K.; MAYER, T. Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. In: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2014. v. 4, p. 131–195.
- HESS, W.; PERSSON, M. Exploring the duration of EU imports. **Review of World Economics**, Springer, v. 147, n. 4, p. 665, 2011.
- _____. The duration of trade revisited. **Empirical Economics**, Springer, v. 43, n. 3, p. 1083–1107, 2012.
- IMAI, S.; KATAYAMA, H.; KRISHNA, K. Protection for sale or surge protection? **European Economic Review**, v. 53, n. 6, p. 675–688, ago. 2009.
- _____. A quantile-based test of protection for sale model. **Journal of International Economics**, v. 91, n. 1, p. 40–52, 2013.
- IRWIN, D. A. **Peddling protectionism: Smoot-Hawley and the Great Depression**. Princeton: Princeton University Press, 2017.
- JENKINS, S. P. Easy estimation methods for discrete-time duration models. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 57, n. 1, p. 129–136, 1995.
- KANNEBLEY Jr, S.; OLIVEIRA, G. A. S.; REMÉDIO, R. R. **Antidumping e concorrência no Brasil: uma avaliação empírica**. Brasília: Conselho Administrativo de Defesa Econômica/DEE, 2017. (Documento de Trabalho, 001/2017).
- KEE, H. L.; NICITA, A.; OLARREAGA, M. Estimating trade restrictiveness indices. **The Economic Journal**, v. 119, n. 534, p. 172–199, 2008.
- KNETTER, M. M.; PRUSA, T. J. Macroeconomic factors and antidumping filings: evidence from four countries. **Journal of International Economics**, v. 61, n. 1, p. 1–17, 2003.
- KONINGS, J.; VANDENBUSSCHE, H. Antidumping protection and markups of domestic firms. **Journal of International Economics**, v. 65, n. 1, p. 151–165, 2005.

_____. Heterogeneous responses of firms to trade protection. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 76, n. 2, p. 371–383, 2008.

KUME, H. Avaliação e reformulação da estrutura tarifária no Brasil. Seminário/Apresentação. 2017. Disponível em: <http://iepecdg.com.br/wp-content/uploads/2017/05/Avaliao-e-reformulao-da-estrutura-tarifaria-no-Brasil-4a-verso.pdf>.

KUME, H.; PIANI, G. **Regime antidumping: a experiência brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 2004. (Texto para Discussão, 1037).

_____. **Elasticidade de substituição das importações no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2011. (Texto para Discussão, 1678).

_____. **A tarifa externa comum no Mercosul: avaliação e perspectivas**. Brasília: IPEA, 2011. (Boletim de Economia e Política Internacional, 5).

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. B. d. A política brasileira de importação no período 1987 - 1998: descrição e avaliação. In: CORSEUIL, C. H.; KUME, H. (Org.). **A Abertura Comercial Brasileira nos Anos 1990: impactos sobre emprego e salário**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003.

LISBOA, M. B.; FILHO, N. A. M.; SCHOR, A. The effects of trade liberalization on productivity growth in Brazil: competition or technology? **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 3, p. 277–289, 2010.

LU, Y.; TAO, Z.; ZHANG, Y. How do exporters respond to antidumping investigations? **Journal of International Economics**, v. 91, n. 2, p. 290–300, 2013.

MANCUSO, W. P. The entrepreneurial sector as a political actor in Brazil: an inventory of the literature and a research agenda. **Revista de Sociologia e Política**, n. 28, p. 131–146, 2007.

MATSCHKE, X. Costly revenue-raising and the case for favoring import-competing industries. **Journal of International Economics**, v. 74, n. 1, p. 143–157, 2008.

MAYER, T.; ZIGNAGO, S. **Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database**. [S.l.]: CEPII, 2011. (Working Papers, 2011-25).

MCCALMAN, P. Protection for Sale and Trade Liberalization: an Empirical Investigation. **Review of International Economics**, v. 12, n. 1, p. 81–94, fev. 2004.

MCLAREN, J. The Political Economy of Commercial Policy. In: BAGWELL, K.; STAIGER, R. W. (Ed.). **Handbook of Commercial Policy**. Amsterdam: Elsevier, 2016. v. 1, p. 109–159.

MDIC. **Estatísticas de Comércio Exterior**. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, 2018. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/base-de-dados-do-comercio-exterior-brasileiro-arquivos-para-download>.

MELITZ, M. J.; REDDING, S. J. Heterogeneous firms and trade. In: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2014. v. 4, p. 1–54.

MELITZ, M. J.; TREFLER, D. Gains from Trade when Firms Matter. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 26, n. 2, p. 91–118, 2012.

MITRA, D.; THOMAKOS, D. D.; ULUBAŞOĞLU, M. A. “Protection for Sale” in a Developing Country: Democracy vs. Dictatorship. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 3, p. 497–508, 2002.

MUENDLER, M.-A. **Series of Market Penetration by Foreign Products, Brazil 1986-1998**. San Diego, 2003. Disponível em: (<http://econweb.ucsd.edu/muendler/docs/brazil/br-penet.pdf>).

_____. **Trade, Technology and Productivity: A Study of Brazilian Manufacturers 1986-1998**. Munich: CESifo Group, 2004. (CESifo Working Paper Series, 1148).

NELSON, D. The political economy of antidumping: A survey. **European Journal of Political Economy**, v. 22, n. 3, p. 554–590, set. 2006.

OLARREAGA, M.; SOLOAGA, I. Endogenous Tariff Formation: The Case of Mercosur. **The World Bank Economic Review**, v. 12, n. 2, p. 297–320, maio 1998.

OLIVEIRA, G. A. S. Industrial determinants of anti-dumping in Brazil – Protection, competition and performance: An analysis with binary dependent variable and panel data. **EconomiA**, v. 15, n. 2, p. 206–227, maio 2014.

PESSÔA, S. A. Por que o governo embarcou na nova matriz econômica? **Revista Conjuntura Econômica**, v. 68, n. 9, p. 14–15, 2014.

PIERCE, J. R. Plant-level responses to antidumping duties: Evidence from us manufacturers. **Journal of International Economics**, v. 85, n. 2, p. 222–233, 2011.

PIMENTEL, F. D. As investigações antidumping e o sistema brasileiro de defesa comercial. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v. 116, 2013.

RODRIK, D. Political economy of trade policy. In: GROSSMAN, G. M.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 1995. v. 3, p. 1457–1494.

SBARAI, N.; MIRANDA, S. H. G. d. Tarifas equivalentes de medidas não tarifárias sobre exportações brasileiras de carne bovina para a UE (2000-2010). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 2, p. 267–284, jun. 2014.

SHIELLS, C. R.; STERN, R. M.; DEARDORFF, A. V. Estimates of the Elasticities of Substitution between Imports and Home Goods for the United States. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 122, n. 3, p. 497–519, 1986.

SILVA JR, G. E. **Ensaio sobre grupos de interesse e política comercial endógena**. Tese (Economia) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2004.

STAIGER, R. W.; WOLAK, F. A. Measuring industry specific protection: antidumping in the United States. **Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics**, p. 51–118, 1994.

TOURINHO, O. A. F.; KUME, H.; PEDROSO, A. C. d. S. Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986-2002. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 2, p. 245–267, 2007.

VANDENBUSSCHE, H.; ZANARDI, M. The chilling trade effects of antidumping proliferation. **European Economic Review**, v. 54, n. 6, p. 760–777, 2010.

VASCONCELOS, C. R.; FIRME, V. A. Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007. **Revista EconomiA**, v. 12, n. 1, p. 165–184, 2011.

VEIGA, P. d. M.; RIOS, S. P.; NAIDIN, L. C. Políticas comercial e industrial: o hiperativismo do primeiro biênio Dilma. **Breves Cindes**, CINDES, n. 35, 2013.

WDI. **World Development Indicators**. The World Bank, 2018. Disponível em: <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>.

A. Dados por setor industrial

Tabela A.1 Tarifas, penetração da importação e elasticidade dos setores industriais, 1989 e 1994 (média)

Descrição	Nível 80	Penetração	Tarifa nominal	Tarifa efetiva	Elasticidade
Produtos minerais não-metálicos	401	0,02	23,75	25,05	0,75
Siderurgia	599	0,02	16,97	13,70	0,57
Produtos metalúrgicos não-ferrosos	601	0,06	16,97	10,45	0,98
Outros produtos metalúrgicos	701	0,02	28,99	33,65	1,50
Fabricação e manutenção de máquinas e equip.	801	0,16	31,37	33,20	1,78
Tratores e máquinas de terraplanagem	802	0,03	33,77	33,20	1,78
Material elétrico	1001	0,12	32,94	40,70	0,36
Equipamentos eletrônicos	1101	0,26	33,03	32,10	0,16
Automóveis, caminhões e ônibus	1201	0,07	48,90	136	1,43
Outros veículos e peças	1301	0,11	29,54	33,45	0,41
Madeira e mobiliário	1401	0,01	19,11	19,55	1,86
Papel, celulose, papelão e artefatos	1501	0,03	19,34	15,55	1,01
Produtos derivados da borracha	1601	0,06	31,71	41,15	2,16
Refino do petróleo e indústria petroquímica	1899	0,05	19,85	24,70	1,18
Produtos farmacêuticos e de perfumaria	2001	0,09	26,89	21,40	0,40
Artigos de plástico	2101	0,03	33,99	36,40	1,75
Indústria têxtil	2299	0,05	36,71	53,30	3,36
Artigos do vestuário	2301	0,01	47,80	60	2,23
Arroz beneficiado	2601	0,11	14,58	48,60	1,18
Outros produtos vegetais beneficiados	2603	0,02	28,37	48,60	1,18
Carne bovina	2701	0,02	18,21	13,80	2,03
Resfriamento e preparação do leite e laticínios	2899	0,04	29,10	29,80	1,47
Óleos vegetais em bruto	3001	0,02	12,70	14	0,61
Óleos vegetais refinados	3002	0,02	16,18	14	0,61
Outros produtos alimentares inclusive rações	3101	0,02	28,93	56,70	3,59
Bebidas	3102	0,04	48,14	56,70	3,59
Produtos diversos	3201	0,10	31,51	37,55	2,42

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A.2 Tarifas, penetração da importação e elasticidade dos setores industriais, 2000 e 2005 (média)

Descrição	SCN	Penetração	Tarifa nominal	Tarifa efetiva	Elasticidade
Outros da indústria extrativa	203	0,37	4,85	3,45	4,10
Alimentos e Bebidas	301	0,03	11,90	34,10	4,10
Produtos do fumo	302	0,29	19,15	52,10	5,40
Têxteis	303	0,08	17,75	29,45	4,60
Artigos do vestuário e acessórios	304	0,02	21	30,40	4,80
Artefatos de couro e calçados	305	0,05	16,15	28,45	5
Produtos de madeira - exclusive móveis	306	0,02	9,55	13,45	4
Celulose e produtos de papel	307	0,09	13,30	22,90	4,20
Jornais, revistas, discos	308	0,02	11,35	15,25	3,60
Refino de petróleo e coque	309	0,10	0,90	-2	6,50
Produtos químicos	311	0,23	7,50	19,65	4,90
Fabricação de resina e elastômeros	312	0,25	12,20	32,35	5,30
Produtos farmacêuticos	313	0,22	6,95	8,60	7
Defensivos agrícolas	314	0,19	11,60	26,40	10
Perfumaria, higiene e limpeza	315	0,19	16,35	30,70	4,50
Tintas, vernizes, esmaltes e lacas	316	0,08	14,80	34,75	4,40
Produtos e preparados químicos diversos	317	0,22	11,60	21,60	5,20
Artigos de borracha e plástico	318	0,11	15,30	30,70	4,80
Cimento	319	0,01	5,50	7,25	3,80
Outros produtos de minerais não-metálicos	320	0,07	12,30	23,65	4,50
Fabricação de aço e derivados	321	0,08	12,80	26	5
Metalurgia de metais não-ferrosos	322	0,23	9,55	15,15	5,90
Produtos de metal - exclusive máquinas e equip.	323	0,06	17,60	28,35	4,90
Máquinas e equip., inclusive manutenção e reparos	324	0,30	16,05	26,25	6,10
Eletrodomésticos	325	0,06	20,05	47,10	5,20
Máquinas para escritório e equip. de informática	326	0,38	15,20	27,60	6
Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	327	0,24	16,70	32,05	6,30
Material eletrônico e equipa. de comunicações	328	0,40	15,15	35,50	5,30
Aparelhos/instr. médico-hospitalar, medida e óptico	329	0,46	15,70	20,20	7,20
Automóveis, camionetas e utilitários	330	0,13	24,90	119,30	8,30
Caminhões e ônibus	331	0,10	25,65	86,10	7,40
Peças e acessórios para veículos automotores	332	0,21	18,45	34,25	5,80
Outros equipamentos de transporte	333	0,41	14	21,80	5,50
Móveis e produtos das indústrias diversas	334	0,05	19	29,85	3,20

Fonte: Elaboração própria.