

Documento de Trabalho

Nº 001/2017

Antidumping e concorrência no Brasil Uma avaliação empírica

Sérgio Kannebley Júnior
FEARP-USP – Departamento de Economia

Rodrigo Ribeiro Remédio
PPGE-USP

Glauco Avelino Sampaio Oliveira
Cade/DEE

Brasília, julho de 2017



Ministério da Justiça
Conselho Administrativo de Defesa Econômica

**Antidumping e concorrência no Brasil:
uma avaliação empírica¹**

Departamento de Estudos Econômicos - DEE
SEPN 515 Conjunto D, Lote 4, Ed. Carlos Taurisano
Cep: 70770-504 – Brasília/DF

www.cade.gov.br

¹ Todas as opiniões aqui expressas são pessoais e não representam posicionamento oficial do Cade.

Estudo resultado de projeto de cooperação técnica internacional entre o Conselho Administrativo de Defesa Econômica (Cade) e o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) que contratou o Professor Sérgio Kannebley Júnior e Rodrigo Ribeiro Remédio como consultores – Projeto BRA/11/08.

Este é um trabalho do Departamento de Estudos Econômicos (DEE).

O texto foi elaborado por

Sérgio Kannebley Júnior
FEARP-USP – Departamento de Economia

Rodrigo Ribeiro Remédio
PPGE-USP

Glauco Avelino Sampaio Oliveira
Cade/DEE

"As opiniões emitidas nos Documentos de Trabalho são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Conselho Administrativo de Defesa Econômica ou do Ministério da Justiça."

"Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente. "

Sumário Executivo

A prática de dumping é legalmente definida no Acordo sobre a Implementação do Artigo VI do GATT de 1994 como a exportação de um produto a preço inferior a seu valor normal, isto é, ao valor praticado no mercado doméstico do país exportador para produto similar (GATT, 1994). A norma define critérios de comparação de preços e requisitos necessários para aplicação da medida antidumping.

Com o objetivo de proteger a atividade econômica doméstica, a forma mais importante de proteção contingente e a maior fonte de fricção de comércio internacional atualmente é a atividade antidumping (AD), conduzida de modo a contrabalançar os possíveis efeitos danosos dessas práticas de preços sobre as firmas domésticas.

Verifica-se uma tendência no crescente uso desse instrumento de proteção contingente nos mercados internacionais, em contrapartida à diminuição das tarifas nominais, e como resultado da aprovação do marco regulatório de defesa comercial, entre os quais o Antidumping. O Brasil adotou e facilitou o uso desse instrumento no seu ordenamento jurídico doméstico, sendo considerado um novo usuário desse tipo de instrumento, no período pós-1994. Essa utilização teve aumento expressivo em especial após 2007, estando entre os três maiores usuários de medidas AD no mundo.

Na medida em que o aumento do comércio internacional está associado a um aumento da competitividade, com ganhos de produtividade advindos dos processos de realocação intersetorial e intra-setorial, e redefinição do poder de mercado das empresas, é de se esperar que medidas antidumping, trabalhem em sentido oposto a essas previsões, produzindo efeitos deletérios sobre a produtividade e aumentando o poder de mercado das firmas domésticas em seus mercados locais. No entanto, os resultados proporcionados pela literatura empírica ainda possuem um certo grau de ambiguidade, em razão de contarem com diferentes abordagens metodológicas e focos de estudo. O presente trabalho vem a contribuir com essa literatura, analisando para o caso das firmas industriais brasileiras os impactos sobre a produtividade e a margem de lucro bruta de empresas protegidas por medidas antidumping no período 2003 a 2013.

Se uma empresa tem mais receita – em um mesmo período - e utiliza exatamente os mesmos insumos das outras; logo, ela é mais produtiva. O cálculo do markup, por sua vez, mede o preço em excesso aos custos, ou seja, em setores que preços e custos se igualam, o lucro é zero, diz que nesse caso o setor

é caracterizado pela concorrência perfeita. Por outro lado, em setores caracterizados por concorrência imperfeita, os preços excedem os custos, a empresa tem maiores lucros e exerce poder de mercado. No presente trabalho são medidas a produtividade do trabalho e a produtividade total dos fatores (TPF) e calcula-se a margem de lucro (markup), utilizando as metodologias propostas por De Loecker (2011) e De Loecker e Warzynski (2012). Para calcular a produtividade e a taxa de lucros, utilizam-se, os dados de receita, custos (capital e trabalho) e valor adicionado das firmas que, em tese, variam de acordo com o setor e a firma.

A partir de uma base de dados em painel para o período de 2003 a 2013, composta por informações de comércio internacional, de ações antidumping aplicadas a firmas estrangeiras (peticionadas por firmas brasileiras) e microdados de empresas industriais brasileiras verificamos que, tanto em termos médios como medianos, as firmas, sob proteção de medida AD são maiores em termos de receita, estoque de capital, gastos com pessoal, ainda que esse padrão não esteja refletido no potencial de emprego diretamente gerados por essas empresas.

Os resultados apresentados corroboram as predições teóricas, segundo a qual a aplicação de medidas antidumping pelo governo brasileiro tem contribuído para o ambiente de redução da produtividade da indústria, juntamente com o aumento do poder de mercado das firmas diretamente beneficiadas por essas medidas. É possível notar que são os setores mais produtivos e com maior margem de lucro bruto os principais beneficiários dessas medidas, sendo que os resultados obtidos não se traduzem em benefícios para a atividade econômica em geral.

Quando é feita a distinção entre as firmas em setores protegidos e não protegidos, observa-se que, tanto na média, quanto na mediana, as firmas pertencentes a setores protegidos por meio de medidas AD são mais produtivas, sendo esse diferencial em torno de 5,3%. Também, possuem markup mais elevado, com um diferencial médio de, aproximadamente, 8%, enquanto que na mediana essa diferença aproxima-se de 14%. Ou seja, as firmas em setores protegidos por medidas AD são mais produtivas e possuem maior margem de lucro bruta.

No entanto após aplicação de medidas AD os resultados indicam que as firmas beneficiadas pela proteção experimentam, em média, um declínio da sua produtividade em torno de 8,5% durante todo período, sendo que a amplitude dos resultados estatisticamente significativos varia conforme a forma de construção da variável e os estimadores utilizados, com resultados variando entre -3,6% e -25%. Já para as medidas de markup estimou-se um aumento médio em torno de 2,4%, sendo a amplitude de variação entre 1,6% e 3,0%. Com a

aplicação de testes de robustez, por meio de métodos empíricos que reduzem a amostra a firmas similares (*Propensity Score Matching*), verificou-se que a produtividade decresceu em média 11% e o markup aumentou 3%.

Em suma, o trabalho verifica empiricamente por meio de técnicas econométricas recentes e com utilização de ampla base de dados, que a aplicação de medidas AD diminui a competitividade industrial e o grau de concorrência, beneficiando as empresas protegidas vis-à-vis o restante dos setores industriais. Embora tenha crescente uso por países desenvolvidos e em desenvolvimento, o instrumento de AD pode colocar em risco não apenas o aumento da eficiência econômica do setor protegido, como pode comprometer a competitividade geral da economia, visto que muitos produtos atingidos pelas medidas são insumos para outras indústrias.

Palavras-chave: antidumping, comércio internacional, eficiência, poder de mercado, econometria com dados em painel

Códigos JEL: F13, F14, L11, C23.

1. Introdução

A medida antidumping (AD) é atualmente a forma mais importante de proteção contingente e a maior fonte de fricção de comércio internacional. Com o intuito de proteger a atividade econômica doméstica, busca contrabalançar os possíveis efeitos danosos das práticas de preços internacionais, supostamente desleais, sobre a competitividade das firmas domésticas.

Segundo Zanardi (2004), a popularidade do antidumping como instrumento de defesa comercial se deveu a crescente liberalização comercial, em conjunção com a entrada em vigor em 1995 de uma nova versão do Artigo VI do Acordo Geral sobre Antidumping negociado na rodada do Uruguai. Isto representou um novo impulso às petições antidumping a partir de meados dos anos de 1990.

O Brasil é um “*latecomer*” na utilização dessas medidas, tornando-se, entretanto, um dos principais usuários nos anos 2000, após reformas de sua legislação antidumping e da reformulação e aprimoramento de seus procedimentos de avaliação e julgamento de pedidos de investigação. Entre 1995 e 2014 o Brasil figurou entre os 10 maiores peticionários de medidas antidumping, juntamente com Índia, Estados Unidos, União Europeia, Argentina, Austrália, China e Canadá, sendo que entre 2013 e 2105 o Brasil liderou o ranking de pedidos de investigação. Foram 112 medidas antidumping iniciadas pelo Brasil, correspondendo a 15% das medidas restritivas ao livre comércio analisadas pela Organização Mundial do Comércio entre 2013 e 2015².

Nesse sentido, torna-se relevante analisar os impactos sobre o desempenho econômico das firmas brasileiras decorrentes da aplicação das medidas antidumping (AD). Mais especificamente, o objetivo desse artigo é avaliar os efeitos da implementação do AD sobre a produtividade e o poder de mercado nos setores beneficiados com a proteção.

Teoricamente, o antidumping beneficia o produtor doméstico e o impacto sobre os consumidores é semelhante a uma tarifa de importação. Em verdade, a tarifa antidumping deve ser tratada como endógena à decisão de precificação da firma exportadora que reage a existência de legislação antidumping no país importador. A implicação disso é a elevação de preços para bens domésticos e importados e perda de bem-estar no país importador (Feenstra, 2003).

Os trabalhos de Nieberding (1999), Konings and Vandenbussche (2005), Rovegno (2013), entre outros, avaliam o impacto das medidas antidumping sobre o poder de mercado das firmas domésticas beneficiadas. As evidências

² Segundo informe da Organização Mundial do Comércio disponível em https://www.wto.org/english/news_e/news16_e/trdev_22jul16_e.htm.

produzidas por esses estudos são dependentes dos resultados das petições antidumping, bem como do impacto da medida antidumping sobre o comércio. Nieberding (1999), por exemplo, demonstra haver uma relação positiva entre aumento do poder de mercado das firmas americanas e a aprovação da medida antidumping. Konings and Vandenbussche (2005) produzem evidências de variações positivas dos markups das firmas domésticas da União Européia, mas alerta que esses efeitos são reduzidos nos casos em que os desvios de comércio são fortes. Já Rovegno (2013) verifica no caso dos EUA que os efeitos sobre o poder de mercado derivados das medidas antidumping apenas são significantes no período anterior à rodada do Uruguai, perdendo efeito após 1995.

Pelo lado da eficiência, a teoria de comércio argumenta que, ao favorecer a permanência de plantas de baixa produtividade e dificultar a realocação de recursos para setores mais produtivos, as tarifas antidumping deveriam produzir um efeito negativo sobre a produtividade dos setores protegidos pelas medidas. No entanto, conforme Konings e Vandenbussche (2008), as firmas domésticas de menor produtividade que experimentam a proteção fornecida pelas medidas antidumping podem ter aumentado sua participação de mercado, em detrimento dos importadores estrangeiros. Esse aumento no tamanho do mercado permite que empresas domésticas de baixa produtividade que teriam saído do mercado na ausência de proteção comercial, se empenhem em investimentos que melhorem a produtividade, levando a um aumento da produtividade agregada na economia. No entanto, similar efeito não seria percebido em firmas mais produtivas, que não teriam incentivos para ganhos adicionais.

Essa racionalização foi utilizada para esses autores a fim de explicar as evidências do aumento de produtividade agregada, porém com efeitos heterogêneos sobre firmas de menor e maior produtividade, no caso de medidas antidumping aplicadas entre 1996 e 1998 pela União Europeia. Entretanto, Pierce (2011) entende que esses resultados poderiam ser devido à forma de como a produtividade é medida. Utilizando dados para a indústria manufatureira americana, esse autor demonstra que a aparente correlação positiva entre direitos antidumping e produtividade proveniente da receita das firmas é provavelmente enganosa, derivando possivelmente de aumentos nos preços e markups. Quando utiliza uma produtividade derivada da produção física das firmas o resultado se inverte, demonstrando uma relação negativa entre produtividade e medidas antidumping.

Em nosso artigo abordamos esses dois temas, procurando fornecer um quadro geral dos impactos das medidas antidumping que protegeram a indústria manufatureira brasileira entre 2003 e 2013. Para isso, utilizamos uma base de dados em painel com microdados que congrega informações das medidas

antidumping aplicadas pelo governo brasileiro, consolidadas na base de dados Global Antidumping, de comércio exterior fornecidas pelo COMTRADE e dados de empresas industriais extraídos da Pesquisa Industrial Anual (PIA-IBGE).

A partir dessa base de dados estimamos medidas alternativas de produtividade do trabalho e produtividade total dos fatores, e de markup utilizando a metodologia De Loecker (2011) e De Loecker e Warzynski (2012), além do cálculo de margem preço-custo. Tendo essas medidas como variáveis dependentes de equações, utilizando uma abordagem diferenças em diferenças, estimamos os impactos da aplicação de medidas AD sobre a produtividade e o markup das empresas industriais pertencentes aos setores protegidos pelas medidas AD. Os resultados apresentados no presente estudo indicam declínio médio da produtividade das firmas industriais beneficiadas pela proteção em torno de 8,5% durante todo período, sendo que a amplitude dos resultados estatisticamente significativos varia conforme a forma de construção da variável representativa para o trabalho e os estimadores utilizados, com resultados entre -3,6% e -25%,. Já para as medidas de markup estimou-se um aumento médio em torno de 2,4%, sendo a amplitude de variação entre 1,6% e 3,0% para as medidas estatisticamente significativas.

Com a ampliação do uso dessa prática por parte do governo brasileiro a partir de 2007, apurou-se que 22 setores industriais definidos a 4 dígitos (classes) foram beneficiados por esse tipo de proteção contingente entre 2007 e 2013. A partir dessa constatação foi possível construir um quase-experimento tendo como grupo de tratamento essas 22 classes da Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE) e o grupo de controle obtido por meio da aplicação do método de Propensity Score Matching (PSM). Utilizando essa amostra pareada realizou um novo conjunto de estimações que reforçou a percepção de redução da produtividade e aumento do poder de mercado das firmas beneficiadas pela medida AD. Esse novo conjunto de resultados indicou uma redução média em 11% da produtividade e um aumento de 3% da margem bruta de lucro das firmas.

Além dessa introdução esse artigo conta com mais 6 seções. Na primeira seção é apresentado um breve histórico do uso das medidas antidumping pelo Brasil. Na segunda seção são descritas as fontes de informações para a constituição da base de dados e apresentadas estatísticas descritivas. A terceira seção apresenta as metodologias utilizadas para a estimação das medidas de produtividade e markup. Na quarta seção são discutidos os resultados produzidos pelas estimações dos modelos em painel. Na quinta seção é realizada uma análise de robustez em que novos resultados são apresentados a partir da estimativa com amostra pareada. Na última seção são tecidas considerações finais sobre o estudo.

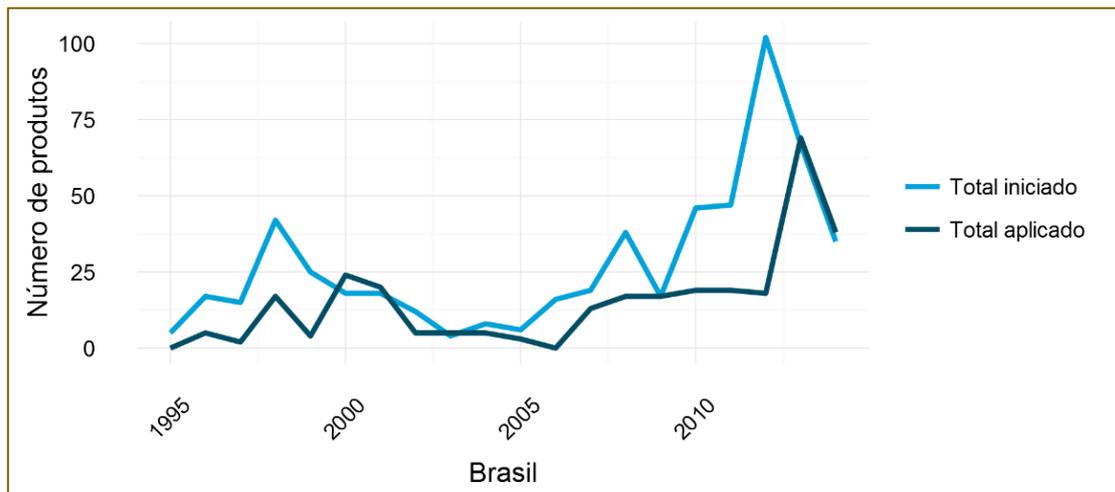
2. Medidas Antidumping no Brasil

A primeira promulgação da lei antidumping brasileira data 16 de janeiro de 1987 (Decretos nºs 93.941) em concordância com o Acordo Relativo à Implementação do Artigo VI do Acordo Geral sobre Tarifas Aduaneiras e Comércio (GATT) de 1979. Com o final da Rodada do Uruguai em 1994 o Congresso Nacional aprovou, pelo Decreto Legislativo nº 30, de 15 de dezembro de 1994, a Ata Final que Incorpora aos Resultados da Rodada Uruguai. A Lei 9.019/1995 de 30 de março de 1995 então é promulgada dispondo sobre a aplicação dos direitos previstos no acordo antidumping e no acordo de subsídios e direitos compensatórios, sendo regulamentada posteriormente pelo decreto 1.602/1995. Em 1995, com o objetivo de aumentar a capacitação técnica e operacional para a atuação governamental na aplicação da legislação antidumping, de subsídios e medidas compensatórias e de salvaguardas, foi criado o Departamento de Defesa Comercial (DECOM), subordinado à Secretaria de Comércio Exterior (SECEX).

Em 2011, no âmbito do Plano Brasil Maior, teve início uma consulta pública relativa às mudanças necessárias do Decreto nº 1.602 e a publicação da Portaria SECEX nº 46 – e que desemboca, em 2013, com a publicação do Decreto no 8.058 e das diversas Portarias SECEX regulamentando diferentes aspectos relacionados às investigações. Segundo Pimentel (2013) com o decreto 8.508 as investigações de *dumping* no Brasil passaram a serem feitas sob um novo marco normativo, com implicações sobre redução dos prazos da investigação, aumento de transparência, redução de custos para as partes interessadas, regras claras e precisas para os diferentes tipos de revisão, novas disciplinas, tais como a avaliação de escopo e a redeterminação, e reforço da eficácia das medidas *antidumping*.

Entre 1995 e 2014 o Brasil iniciou 362 casos de antidumping, ou seja, uma média de 18 casos por ano, afetando 572 códigos de produtos em um nível de desagregação de 6 dígitos na classificação do sistema harmonizado (HS). Dos 572 códigos de produto, foram aplicadas medidas antidumping a 300 códigos de produtos em todo período. No entanto, esse desempenho não foi uniforme ao longo do tempo. Conforme é possível observar, entre 1995 e 2001, a média de 20 códigos de produtos peticionados e 10 efetivamente protegidos. Entre 2001 e 2006 há uma drástica redução no uso e aplicação dessas medidas, com média de 9 códigos peticionados e 3 códigos efetivamente protegidos. Após 2007 retoma-se a trajetória ascendente na utilização de medidas AD e como pode ser observado em 2010 e 2014, a média de casos e produtos investigados passa para 38 e 59, respectivamente, sendo 18 e 33 efetivamente aplicados.

Gráfico 1 - Séries histórica brasileira 1995/2014 – Códigos de produtos HS6



Fonte: Bown (2015). Elaboração dos autores.

O Brasil também se tornou progressivamente um país peticionador de medidas antidumping com atuação mais intensa contra um conjunto maior de países. Entre 1995 e 2014 foram 60 países com pedidos de investigação por parte do Brasil, dos quais 23 com um número igual ou maior a 4 investigações, contra 20 países que requerem investigações contra o Brasil no mesmo período. Como principal alvo das investigações brasileiras está China, com 82 (22,7%) dos casos de investigação, seguido por Estados Unidos com 38 (10,5%) casos, Coreia do Sul com 21 (5,8%) dos casos, Taiwan com 18 casos (5%), Índia com 17 casos (4,7%) e Argentina com 12 casos (3,3%). Estes países perfazem 52% do total de ações brasileiras. Por outro lado, os principais países que acionam o Brasil são a Argentina com 51 casos (42,1%), Estados Unidos com 10 casos, África do Sul com 10 casos (8,3%), Canadá com 8 (6,6%) casos e Índia com 7 (5,8%) casos.

No que tange aos códigos de produtos segundo o sistema harmonizado (HS), percebemos também que o escopo de aplicações de medidas antidumping do Brasil é amplo, com um número de códigos em um nível de 2 dígitos bastante superior ao número de códigos para o qual o Brasil foi alvo de ações antidumping. Ainda assim, é possível observar que o código 72 (Ferro fundido, ferro e aço) lidera a lista de medidas tanto a favor, como contra o Brasil. Os códigos 39 (Plásticos e suas obras), 40 (Borracha e suas obras), 64 (Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas) e 29 (Produtos químicos orgânicos) correspondem a 50,4% do total de produtos em que o Brasil é peticionário, enquanto que como alvo, somando ao código 72, os códigos 52 (Algodão) e 73 (Obras de ferro fundido, ferro ou aço), temos 76% das medidas aplicadas contra o Brasil.

Na tabela 2 são apresentados os números de investigações iniciadas, que geraram aplicações entre 2003 e 2013, discriminadas por processos, produtos e classes CNAE (4 dígitos). Como pode ser visto na tabela 2 o número de medidas

iniciadas tem forte inflexão em 2007. Entre 2003 e 2006 o número médio de medidas aplicadas era 2,5 por ano, passando a uma média de quase 14 medidas entre 2007 a 2013.

Tabela 1 – Medidas AD em Códigos HS 2 – 1994-2013

Aplicações de AD pelo Brasil			Aplicações de AD contra o Brasil		
HS-2	Total aplicado	%	HS-2	Total aplicado	%
72	73	20,9%	72	232	66,9%
39	40	11,4%	52	18	5,2%
40	23	6,6%	73	14	4,0%
64	23	6,6%	85	11	3,2%
29	19	5,4%	82	8	2,3%
04	18	5,1%	Outros	64	18,4%
73	15	4,3%			
48	14	4,0%			
54	13	3,7%			
70	12	3,4%			
60	12	3,4%			
55	11	3,1%			
69	11	3,1%			
Outros	66	18,9%			
TOTAL	350	100%	TOTAL	340	100%

Fonte: Bown (2015). Elaboração dos autores.

É interessante notar que 2006 é um ano em que não constam medidas aplicadas em nenhum setor CNAE, ainda que tenham sido iniciadas investigações sobre 20 produtos. Também se verifica uma ampliação no escopo em número de produtos, países e setores CNAE após 2007, demonstrando que a ampliação do uso do instrumento de proteção contingente ocorreu também por meio do número de novos setores petionários.

3. Fonte de Dados e Amostra

Para a realização desse estudo construímos uma base de dados em painel para o período de 2003 a 2013, composta por três tipos de informações, quais sejam, informações de comércio, de ações antidumping aplicadas a firmas estrangeiras (petionadas por firmas brasileiras) e microdados de empresas industriais brasileiras.

Os dados foram extraídos do UN-Comtrade (<http://comtrade.un.org/>). A base de dados de ações antidumping é formada por dados proveniente da Global Antidumping Database (GAD), segundo Bown (2015). A compatibilização dos dados da base de processos de antidumping e da base do Comtrade para setores CNAE (Classificação Nacional de Atividades Econômicas) foi feita por meio de tabela de correspondência disponibilizada pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). A conversão é realizada em um nível de desagregação de seis dígitos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) para a CNAE ³. A terceira fonte de informação são os microdados de firmas industriais brasileiras extraídos da PIA-empresa (Pesquisa Industrial Anual-IBGE). As variáveis da PIA utilizadas nas estimações de funções de produção e cálculo de margens preço-custo nesse estudo estão apresentadas na tabela 2.

A tabela 4 apresenta as estatísticas do painel, que conta com 345.893 observações para a maior parte das variáveis utilizadas, sendo que o número de observações que correspondem a firmas protegidas por medidas AD é de 9,5% da amostra. A comparação das variáveis que representam as características observáveis das firmas, demonstram que a diferença percentual entre os valores médios dessas variáveis para as firmas sob proteção da medida AD e sem proteção da medida AD está em torno de 20% na média das variáveis e de 67% na mediana em favor das firmas protegidas por medidas AD. Esses números indicam que na média as firmas são maiores em termos de receita, estoque de capital, gastos com pessoal e produtividade do trabalho, mas essa diferença é ainda maior quando se considera a firma mediana. Isto é, quando se considera a firma mediana da amostra observamos uma diferença ainda maior em favor das firmas protegidas pelas medidas AD, ainda que em termos médios essa diferença seja minimizada em razão de diferentes padrões de assimetria das variáveis. A maior exceção com relação a esse padrão está na variável de Pessoal Ocupado que apresenta valores bastante próximos entre as duas categorias de firmas.

³ Isso é possível pois os primeiros seis dígitos da NCM são formados pelo Sistema Harmonizado (SH). A conversão é efetuada em termos da versão de 2007 do HS para a CNAE 2.0.

Tabela 2 - Investigações Antidumping 2003-2013

Ano	Nº processos		Nº produtos		Nº países		Classe CNAE (4 dig)	
	Aplicadas	Iniciadas	Aplicadas	Iniciadas	Aplicadas	Investigados	Aplicados	Investigados
2003	2	4	6	4	2	3	4	3
2004	5	8	5	8	4	5	3	5
2005	3	6	3	6	2	5	2	3
2006	0	12	0	20	0	2	0	9
2007	9	13	17	23	2	9	8	7
2008	11	24	21	70	9	12	5	12
2009	16	9	18	22	7	5	7	6
2010	4	38	27	52	2	24	7	10
2011	13	16	24	48	9	11	7	9
2012	14	47	24	110	11	16	7	11
2013	30	54	75	94	12	25	8	16

Fonte: Bown (2015). Elaboração dos autores.

Tabela 3 – Variáveis da PIA-IBGE utilizadas nas Estimativas

Variáveis	Sigla	Descrição
Trabalho	PO	Pessoal ocupado
Receita bruta de vendas	RBV	Receita líquida de vendas
Receita líquida de vendas	RLV	Receita líquida de vendas
Valor Adicionado	VTI	Valor transformação industrial
Capital	K	Estoque de capital ⁴
Consumo Materiais	CM	Custos diretos de produção
Remuneração Trabalho	W	Gastos de pessoal

Fonte: Elaboração dos autores.

⁴ Construída por meio do método de inventário perpétuo por meio da integração dos dados de investimentos em máquinas e equipamentos, meios de transporte, terrenos e edificações e outros.

Tabela 4 – Características observáveis das firmas - estatísticas descritivas.

Variável	Amostra	#obs	Média	d.p.	p5	p50	p95
AD	Total	345.853	0,095	0,29	0	0	1
CM	Total	341.794	30.943,2	368.025,5	33,0	1.890,8	85.372,4
	Sem AD	309.343	30.107,3	379.824,3	31,5	1.779,2	81.248,4
	Com AD	32.451	38.911,3	226.409,5	53,7	3.445,1	129.039,9
K	Total	345.853	36307,5	1.523.742,1	0,0	615,0	72.251,7
	Sem AD	313.052	35215,4	1.598.936,1	0,0	569,6	65.285,8
	Com AD	32.801	46730,8	284.060,0	0,0	1.332,7	171.093,7
RLV	Total	345.853	59.907,3	1.285.465,1	416,1	4.021,0	148.531,4
	Sem AD	313.052	58.927,6	1.345.155,3	405,8	3.773,6	140.673,1
	Com AD	32.801	69.257,9	392.067,5	577,7	7.159,7	240.288,3
W	Total	345.832	7.823,3	103.126,1	238,0	1.139,1	22.685,7
	Sem AD	313.033	7.665,2	107.471,5	234,9	1.103,9	21.518,2
	Com AD	32.799	9.331,8	43.571,9	278,2	1.578,2	34.246,7
PO	Total	345.853	163,4	819	17	53	492
	Sem AD	313.052	163,4	843,3	17	53	487
	Com AD	32.801	162,8	533,9	18	58	541
VTI	Total	345.224	24.903,1	822.242,7	150,4	1.780,3	53.857,9
	Sem AD	312.471	24.805,7	862.658,9	145,6	1.707,0	50.817,8
	Com AD	32.753	25.832,4	162.541,5	220,4	2.775,4	84.870,5
VTI/PO	Total	345.224	75,8	864,6	4,7	34,7	222,6
	Sem AD	312.471	73,5	903,7	4,6	33,6	211,3
	Com AD	32.753	98,0	294,3	6,9	47,0	328,5

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: Variáveis monetárias definidas em R\$ mil; d.p. = desvio padrão; p5 = percentil 5%, p50 = percentil 50%, p95=percentil 95%.

4. Metodologia Empírica

As estimativas para o impacto da aplicação de medidas antidumping são obtidas por meio da estimação de modelos em painel com efeitos fixos para as variáveis de produtividade e markup. Aplicamos o método de mínimos quadrados com efeitos fixos para os modelos estáticos e o método de Blundell e Bond (1998) na estimação dos modelos dinâmicos. Os modelos dinâmicos são estimados com duas versões, sendo a primeira decorrente de um processo autoregressivo de primeira ordem, enquanto que a segunda derivada de um processo autoregressivo de terceira ordem. Essas ordens para a variável dependente defasadas foram determinadas em razão do ajustamento dos modelos em seu agregado. Nos modelos são adicionados como controle o logaritmo da razão da capital-trabalho a fim de controlar para as diferenças setoriais e de escala de produção das firmas⁵. Os erros padrões apresentados são robustos a heterocedasticidade e autocorrelação.

A seguir faremos a descrição dos procedimentos empregados para a análise de cada uma dessas variáveis, dado que envolvem diferentes formas de obtenção e especificações de testes.

4.1. Estimativas de PTF (Produtividade Total do Fatores)

Para a estimação da produtividade total dos fatores utilizamos uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, tendo como variável dependente o valor adicionado pela empresa i em t , Y_{it} , e fatores de produção o capital e o trabalho:

$$Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\beta_K}L_{it}^{\beta_L} \quad (1.a)$$

Em sua forma log-linear, é dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_K k_{it} + \beta_L l_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (1.b)$$

em que as letras minúsculas representam as variáveis em logaritmo e $\ln(A_{it}) = a_{it} = \beta_0 + \omega_{it} + \varepsilon_{it}$. Conforme de Ornaghi e Van Beveren (2012), a constante pode ser pensada como uma medida do nível médio de eficiência, enquanto que ω_{it} representa um desvio em torno do nível observado apenas pela firma, que possivelmente deve afetar a escolha dos insumos a serem demandados, ε_{it} e é um componente de erro aleatório i.i.d.. A medida de produtividade total dos fatores (PTF) calculada é dada por:

$$\hat{a}_{it} = y_{it} - (\hat{\beta}_K k_{it} + \hat{\beta}_L l_{it}) \quad (2)$$

⁵ A definição de ordem de autoregressividade foi realizada a partir da observação dos testes de autocorrelação para os resíduos e da significância estatística dos regressores. No entanto, no intuito de homogeneizar a apresentação ambas as versões são reportadas, permitindo a comparação das diferentes formas de controle para a dependência temporal da variável dependente.

As medidas de produtividade são estimadas para o período de 2003 a 2013, sendo que as estimativas das funções de produção foram realizadas em níveis de 2 dígitos de desagregação. Utilizamos nas estimações duas variáveis para representar o trabalho na função de produção. No primeiro conjunto de estimativas foi utilizado o pessoal total ocupado na produção (PO), enquanto que no segundo conjunto foi utilizado os gastos totais com pessoal (WTOTAL) ⁶.

Dada a possível simultaneidade entre o termo de produtividade a_{it} e os parâmetros da função a estimação é realizada por meio dos procedimentos propostos por Levinsohn e Petrin (2003) e por Wooldridge (2009). Na definição dos modelos utilizamos as variáveis de valor adicionado, remuneração do trabalho, estoque de capital e gastos com materiais, todas em logaritmo natural.

Adotamos também uma variável de produtividade do trabalho como índice não paramétrico para servir de comparativo com a estimativa paramétrica de produtividade. Essa variável é calculada como o logaritmo natural da razão entre o valor adicionado pela firma e o pessoal total ocupado, $\ln(VTI/PO)$.

A especificação de diferença em diferenças para mensurar o impacto da medida AD sobre a produtividade da firma é dada pela seguinte equação:

$$Prodt_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \alpha_1 AD_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

, em que $Prodt_{it}$ é o índice de produtividade adotado, α_i é o efeito fixo, γ_t são efeitos temporais, AD_{it} é uma variável *dummy* que captura as firmas que receberam proteção antidumping, X é conjunto de variáveis de controle, composto por variáveis dependentes defasadas e o logaritmo da razão capital-trabalho, e ε_{it} é o erro aleatório.

4.2. Estimativas de Markup

Dada a dificuldade em observar preços e custos marginais, assumindo que os custos unitários de mão-de-obra e de material são lineares na produção, o índice de Lerner (1995) procura descrever o poder de mercado utilizando a margem preço-custo (PCM) dada pela expressão⁷:

$$PCM_{it} = \frac{P_{it}Q_{it} - C_{it}Q_{it}}{P_{it}Q_{it}} = \frac{P_{it} - C_{it}}{P_{it}} \quad (4.a)$$

⁶ O uso dessa forma alternativa de mensurar o trabalho é justificado em razão da demanda por trabalho derivar do custo total do trabalho, incluindo outras formas de custo além do salário. Os coeficientes estimados encontram-se em apêndice.

⁷ Por $\frac{P_{it} - C_{it}}{P_{it}} = \frac{\mu - 1}{\mu} = \frac{1}{|\varepsilon_d|}$, em que ε_d é elasticidade-preço da demanda.

(4.b)

$$PCM_{it} = \frac{P_{it}Q_{it} - P_{Mit}M_{it} - W_{it}L_{it}}{P_{it}Q_{it}}$$

em que $P_{it}Q_{it}$ é a receita total, e os custos, $C_{it}Q_{it}$, são representados como a soma das despesas com materiais, $P_{Mit}M_{it}$ e os gastos totais com trabalho, $W_{it}L_{it}$.

Rovegno (2011) argumenta em favor da preferência pelo uso dessa medida em razão da direta observabilidade e simplicidade, sendo os valores restritos ao intervalo entre 0 e 1. No entanto, como principal restrição ao seu uso está a impossibilidade de se separar os efeitos sobre markups de mudanças na produtividade. Além disso, é uma má medida dos markups se o fator trabalho está sujeito a custos de ajustamento. Aplicações desta metodologia para o estudo das consequências do antidumping sobre o poder de mercado são efetuados por Rovegno (2013), Pierce (2011), Nieberding (1999).

Hall (1988) demonstra que somente sob concorrência perfeita é válida a noção de que a participação, no custo total, do custo de um insumo específico é igual à sua participação na receita total, o que teria como implícito um markup unitário. Sob concorrência imperfeita Hall (1988) demonstra que a cunha entre ambas as participações serve como uma medida da markup⁸. No entanto, sob essas circunstâncias a obtenção de parâmetro de interesse sofreria de problemas de identificação em razão da correlação entre os choques de produtividade e a quantidade de insumos utilizada.

De Loecker (2011) e De Loecker e Warzynski (2012), combinam o método de estimação de funções de produção à abordagem de Hall, para obtenção de markups sem a necessidade de assumir qualquer forma particular de demanda dos consumidores e qualquer modelo específico de fixação de preços, ao mesmo tempo que abordam diretamente as preocupações econométricas de identificar os coeficientes da função de produção. Assumindo uma função de produção geral do tipo:

$$Q_{it} = F(X_{it}^F, X_{it}^V) \exp(\omega_{it}) \quad (5)$$

em que Q_{it} é o produto da firma i em t , usando insumos fixos (ou quase-fixos) X_{it}^F e variáveis, livres de custo de ajustamento, X_{it}^V . O produto também é afetado por choque de produtividade ω_{it} Hicks neutro. Supondo que os

⁸ Considerando uma função de produção homogênea $Q_{it} = A_{it}F(K_{it}, N_{it})$, então a partir da devida log-linearização da função e diferenciação temos $\Delta q_{it} = \alpha_{Nit}\Delta n_{it} + a_{it}$, em que $q_{it} = \ln(Q_{it}/K_{it})$, $n_{it} = \ln(N_{it}/K_{it})$ e $a_{it} = \Delta \ln(A_{it})$. Hall (1988) demonstra que a elasticidade da função de produção com relação ao fator trabalho é $\mu_{it}\alpha_{Nit}$, em que $\mu_{it} = P_{it}/C_{it}$ é o markup, e a taxa de crescimento do produto pode ser reescrita como $\Delta q_{it} = \mu_{it}(\alpha_{Nit}\Delta n_{it}) + a_{it}$. Note que o modelo de Hall usa N como notação para o fator trabalho.

produtores buscam minimizar os custos, considere o Lagrangeano, $L(X_{it}^F, X_{it}^V, \lambda_{it})$, associado do problema de minimização de custos da empresa, em que λ_{it} é o multiplicador de Lagrange ⁹. Definindo o markup como $\mu_{it} = (P_{it}/\lambda_{it})$, De Loecker (2011) e De Loecker e Warzynski (2012) demonstram que a condição de minimização de custos pode ser rearranjada para expressar o markup como:

$$\mu_{it} = \frac{\beta_{it}^V}{\theta_{it}^V} \quad (6)$$

em que $\beta_{it}^V = \frac{\partial Q_{it}}{\partial X_{it}^V} \frac{X_{it}^V}{Q_{it}}$ é a elasticidade-produto do insumo variável e $\theta_{it}^V = \frac{W_{it}^V X_{it}^V}{P_{it} Q_{it}}$ é a parcela do insumo variável na receita. A parcela θ_{it}^V é diretamente observada, enquanto que β_{it}^V é obtida na estimação da função de produção. O fator trabalho foi escolhido para o cálculo do markup. Em nosso caso, como são produzidas estimativas distintas para β_L , em razão da adoção de diferentes variáveis representativas do trabalho, produziremos a partir de (6) duas medidas para cada estimador dadas por:

$$\hat{\mu}_{it} = \frac{\hat{\beta}_{it}^L}{\hat{\theta}_{it}^L} \quad (7)$$

em que $\hat{\theta}_{it}^V = \frac{\theta_{it}^V}{\exp(\hat{\eta}_{it})}$ é uma medida de participação do custo do insumo na receita, corrigida pelo erro de observação ¹⁰.

A especificação de equação de diferença em diferenças, semelhante a equação (3), para testar a influência do antidumping no nível de markup da indústria é dada por:

$$Markup_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \alpha_1 AD_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

em que α_i é o efeito fixo, γ_t são efeitos temporais, AD_{it} é uma variável *dummy* que captura as firmas que receberam proteção antidumping, X_{it} é

⁹ Sendo W_{it}^F e W_{it}^V os preços dos insumos fixos e variáveis, respectivamente, apenas como referência temos:

$$L(X_{it}^F, X_{it}^V, \lambda_{it}) = W_{it}^F X_{it}^F + W_{it}^V X_{it}^V + \lambda_{it} (Q_{it} - F(X_{it}^F, X_{it}^V))$$

cuja condição de primeira ordem para os insumos variáveis é dada por $\frac{\partial L}{\partial X_{it}^V} = W_{it}^V + \lambda_{it} \left(Q_{it} - \frac{\partial F(X_{it}^F, X_{it}^V)}{\partial X_{it}^V} \right) = 0$, em que $\beta_{it}^V = \frac{\partial Q_{it}}{\partial X_{it}^V} \frac{X_{it}^V}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{W_{it}^V X_{it}^V}{Q_{it}}$ é a elasticidade-produto do insumo variável.

¹⁰ De Loecker e Warzynski (2012) observam que a medida de produto teria um erro de medida, sendo necessário corrigi-la no cálculo da participação do insumo na receita total.

conjunto de variáveis de controle, composto por variáveis dependentes defasadas e o logaritmo da razão capital-trabalho, e ε_{it} é o erro aleatório.

5. Resultados

5.1 Produtividade

Na tabela 5 encontram-se as estatísticas descritivas das diversas medidas de produtividade adotadas nesse trabalho. Como é possível perceber, tanto na média, quanto na mediana, as firmas pertencentes a setores que receberam proteção por meio de medidas AD são mais produtivas que as firmas que não pertencem a esses setores. Tanto na média, como na mediana, as firmas em setores protegidos são em torno de, 5,3% mais produtivas que as firmas em setores não protegidos. Também há menor dispersão nas medidas de produtividade nos setores protegidos, embora essa diferença não seja tão sensível. Com relação às medidas específicas de PTF, independente do estimador utilizado, observamos que as medidas produzidas com a variável de total de pessoal ocupado apresentam magnitude similar à medida do logaritmo da produtividade do trabalho. Também observamos que as medidas de PTF produzidas com os gastos de pessoal apresentam maior dispersão, e valores absolutos inferiores.

Na tabela 6 apresentamos os resultados das estimações conduzidas utilizando o estimador de efeitos fixos (EF) para os modelos estáticos e o estimador de Blundell e Bond (1998) para os modelos dinâmicos com uma e três variáveis dependentes defasadas, AR(1) e AR(3) respectivamente. Os resultados em termos gerais indicam uma redução média da produtividade em torno de 9% durante o período analisado para as firmas protegidas por medidas AD. Esse resultado médio das estimativas não é corroborado pelas estimativas utilizando a medida do log da produtividade do trabalho, $\ln(VTI/PO)$, nem pelas estimativas extraídas das equações em que a PTF é estimada pelo método de Levinshon e Petrin (2003) utilizando a variável de pessoal ocupado. Nessas estimativas os coeficientes estimados, embora em sua maioria negativos em sinal, não apresentaram significância estatística ao menos em um nível de significância de 10%.

Assim, entre 16 coeficientes estimados, 9 apresentaram coeficientes negativos e estatisticamente significantes, em ao menos um nível de significância de 5%. Dentre esses resultados, o menor impacto estimado foi de -8,5% e o máximo de -25%. Dentro dessa média, os coeficientes estimados utilizando o estimador de Wooldrige (2009) apresentaram coeficientes de menor magnitude em comparação às medidas produzidas pelo estimador de Levinsohn e Petrin

(2003), enquanto que para as medidas produzidas usando a variável de pessoal ocupado os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de PTF usando o gasto total com pessoal.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas – Medidas de Produtividade

variável		# obs.	média	d.p.	p5	p50	p95
	Geral	345.224	10,10	1,44	7,97	10,12	12,27
<i>PTF_{WO,po}</i>	Sem AD	312.471	10,09	1,45	7,95	10,11	12,25
	Com AD	32.753	10,25	1,41	8,18	10,26	12,39
	Geral	345.204	1,26	1,75	-1,50	1,31	3,84
<i>PTF_{WO,w}</i>	Sem AD	312.452	1,24	1,77	-1,54	1,30	3,84
	Com AD	32.752	1,48	1,55	-0,72	1,47	3,81
	Geral	345.224	10,70	1,48	8,57	10,71	13,04
<i>PTF_{LP,po}</i>	Sem AD	312.471	10,68	1,48	8,53	10,69	13,00
	Com AD	32.753	10,92	1,44	8,96	10,87	13,34
	Geral	345.204	1,63	1,94	-1,57	1,80	4,29
<i>PTF_{LP,w}</i>	Sem AD	312.452	1,63	1,95	-1,59	1,79	4,31
	Com AD	32.752	1,65	1,80	-1,33	1,91	4,13
	Geral	345.224	10,40	1,32	8,46	10,45	12,31
<i>ln(VTI/PO)</i>	Sem AD	312.471	10,37	1,32	8,43	10,42	12,26
	Com AD	32.753	10,73	1,32	8,84	10,76	12,70

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: Variáveis monetárias definidas em R\$ mil; d.p. = desvio padrão; p5 = percentil 5%, p50 = percentil 50%, p95=percentil 95%.

Tabela 6 - Impacto das Medidas AD sobre a Produtividade

	$PTF_{WO,po}$		$PTF_{WO,w}$		$PTF_{LP,po}$	$PTF_{LP,w}$		$\ln(VTI/PO)$
Estimador								
E.F.	-0,085	***	-0,107	***	0,007	-0,247	***	0,002
	(0,0118)		(0,0150)		(0,0116)	(0,0194)		(0,00945)
BB- AR(1)	-0,094	***	-0,102	***	-0,003	-0,212	***	-0,007
	(0,0145)		(0,0182)		(0,0151)	(0,0223)		(0,0117)
BB- AR(3)	-0,105	***	-0,121	***	-0,017	-0,227	***	-0,016
	(0,0172)		(0,0213)		(0,0184)	(0,0265)		(0,0138)

Erro-padrão robusto entre parênteses, *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$. Em todos os modelos foram incluídas variáveis dummies de tempo e o controle da razão capital-trabalho.

5.2 Markup

Na tabela 7 são apresentadas as estatísticas descritivas das medidas de markup adotadas nesse estudo. Inicialmente podemos observar que os valores médios são bastante superiores aos valores medianos, o que indica uma forte assimetria na distribuição de markup na indústria denotando, por conseguinte, uma assimetria no poder de mercado das empresas. As medidas que utilizam a estimativa da elasticidade do trabalho o pessoal ocupado são mais elevadas que aquelas que utilizam os gastos totais com pessoal. No entanto, essa diferença está mais claramente refletida na média, mas não é tão expressiva na mediana dessas medidas. A razão dessa diferença fica clara ao observarmos os valores do percentil 95 dessas medidas, que são bastante mais elevados para medidas cuja elasticidade foi estimada a partir do pessoal ocupado.

Quanto à distinção entre as firmas em setores protegidos e não protegidos, observa-se que os primeiros possuem markup mais elevado, de aproximadamente 8%, enquanto que na mediana essa diferença aproxima-se de 14%. Ou seja, as firmas protegidas são mais produtivas e possuem maior margem de lucro bruta.

O mesmo tipo de observação pode ser feita analisando o índice PCM. No entanto, é importante observar a influência de outliers sobre o cálculo dessa medida que produz valores inferiores a zero até o quinto percentil da amostra. A distribuição do PCM é menos assimétrica que aquelas das variáveis de markup. Enquanto que os valores das variáveis de markup que estão no percentil 95 e são em média 6 vezes maior que o valor da sua mediana, no PCM essa relação é de aproximadamente 3 vezes maior.

Tabela 7 – Estatísticas descritivas – PCM e Markup

variável		# obs.	Média	d.p.	p5	p50	p95
	Geral	256.976	5,18	9,41	0,60	2,65	16,74
Markup_{WO.po}	Sem AD	231.777	5,14	9,39	0,59	2,62	16,64
	Com AD	25.199	5,52	9,61	0,66	2,93	17,42
	Geral	256.782	4,28	6,94	0,86	2,52	12,35
Markup_{WO.w}	Sem AD	231.606	4,25	6,95	0,86	2,49	12,28
	Com AD	25.176	4,63	6,88	0,92	2,83	13,10
	Geral	324.547	5,16	10,32	0,53	2,44	17,06
Markup_{LP.po}	Sem AD	293.763	5,12	10,31	0,53	2,40	16,99
	Com AD	30.784	5,50	10,38	0,58	2,75	17,86
	Geral	324.377	4,33	7,73	0,83	2,39	12,71
Markup_{LP.w}	Sem AD	293.572	4,29	7,74	0,82	2,36	12,62
	Com AD	30.805	4,68	7,65	0,88	2,72	13,58
PCM	Geral	341.775	0,13	0,73	-0,37	0,17	0,56
	Sem AD	309.325	0,13	0,71	-0,39	0,17	0,56
	Com AD	32.450	0,17	0,91	-0,26	0,20	0,58

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: Variáveis monetárias definidas em R\$ mil; d.p. = desvio padrão; p5 = percentil 5%, p50 = percentil 50%, p95=percentil 95%.

Na tabela 8 encontram-se os resultados das estimativas do impacto das medidas AD sobre as variáveis representativas de poder mercado das firmas. As estimações foram conduzidas utilizando o estimador de efeitos fixos (EF) para os modelos estáticos e o estimador de Blundell e Bond (1998) para os modelos dinâmicos com uma e três variáveis dependentes defasadas, AR(1) e AR(3) respectivamente. Os resultados em termos gerais indicam um aumento médio do markup de 1,5%, sendo 1,4% segundo os resultados do estimador de efeitos fixos, 1,2% para os modelos AR (1) e 1,8% para os modelos AR(3). Esse resultado médio das estimativas não é corroborado pelas estimativas utilizando a medida do log da margem preço-custo, $\ln(\text{PCM})$, cujos coeficientes estimados, ao contrário do esperado, apresentaram sinal negativo, mas sem significância estatística. Os resultados nas equações de $\ln(\text{PCM})$ provavelmente se devem à presença dos valores negativos acima mencionados.

Nas equações das medidas paramétricas de markup 9, dos 12, coeficientes são estatisticamente significativos, em ao menos a um nível de significância de 10%. Os resultados dos estimadores de Wooldrige (2009) e de Levinsohn e Petrin (2003) indicaram coeficientes médios iguais a 0,022 e 0,020, respectivamente. As medidas produzidas usando a variável de pessoal ocupado os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de markup usando o gasto total com pessoal (0,017 contra 0,026). Dentre as estimativas significativas estatisticamente o valor mínimo foi de um impacto estimado de 1,6% e um valor máximo de 3%.

Tabela 8 - Estimativas do Impacto das Medidas AD – Markup

	<i>Mkup_{wo.po}</i>		<i>Mkup_{wo.w}</i>		<i>Mkup_{LP.po}</i>		<i>Mkup_{LP.w}</i>		<i>ln(PCM)</i>
Estimador									
E.F.	0,016	*	0,024	***	0,0111		0,025	***	-0,007
	(0,00837)		(0,00681)		(0,00809)		(0,00660)		(0,00946)
BB- AR(1)	0,017		0,027	***	0,00947		0,023	***	-0,014
	(0,0108)		(0,00855)		(0,0109)		(0,00889)		(0,0143)
BB- AR(3)	0,023	*	0,027	***	0,023	*	0,030	***	-0,011
	(0,0131)		(0,00984)		(0,0139)		(0,0107)		(0,0162)

Erro-padrão robusto entre parênteses, *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis dummies de tempo e o controle da razão capital-trabalho

6. Análise de Robustez

De acordo com as leis brasileiras, o pedido de investigação para determinar a existência de dumping é apresentado pela indústria doméstica, ou em seu nome. Dessa forma, havendo determinação positiva de dumping são aplicadas medidas antidumping que beneficiam toda a indústria peticionária.

Com a compatibilização dos dados da GAD e setores CNAE, podem ser contabilizados, a partir de 2007, 22 novas classes CNAE beneficiadas por medidas AD, constituindo um conjunto de setores em que é possível proceder uma análise que considere o período anterior e posterior à aplicação da medida AD. Dessa forma, o período de 2003 a 2006 será denominado o período pré-tratamento, sendo a partir do ano de 2007 a aplicação do tratamento.

Dado que o setor que peticiona antevê o benefício da proteção contingente, é razoável admitir a existência de auto-seleção no processo. A fim de controlar para esse potencial problema de endogeneidade foram definidos grupos de tratamento e controle por meio de *Propensity Score Matching (PSM)*, em que a variável de tratamento é a aplicação de direito antidumping ao setor, AD, sendo aplicado o método de *nearest neighborhood* com cinco setores vizinhos para a construção do grupo de controle ¹¹.

Foi estimado um modelo logístico, cujos resultados estão na tabela 2.A do apêndice, que tem como variáveis independentes o logaritmo da razão entre valor da transformação industrial (VTI) e pessoal ocupado (PO), da razão entre o valor das importações do setor e o VTI, da razão entre o gasto total com remunerações e a receita líquida de vendas, e da razão entre o custo material (CM) e o VTI. Além destas, a variável dummy que indica se a classe CNAE foi alvo de investigação antidumping no exterior. Os testes de balanceamento, bem como as classes CNAE definidas como os vizinhos mais próximos são também apresentados em apêndice nas tabelas 3.A e 4.A, respectivamente.

Foram desconsiderados os setores não pareados, resultando em uma subamostra dentro do suporte comum com 109.158 observações. A fim de demonstrar os resultados do processo de pareamento a tabela 9 apresenta as variáveis de receita líquida de vendas, pessoal ocupado, custo de materiais, valor adicionado, estoque de capital e da variável dummy de aplicação de medida AD. Conforme pode ser observado nessa tabela as firmas pertencentes a setores que não tem a proteção da medida, que correspondem a 89% da amostra, são maiores que a firmas que estão em setores que recebem a proteção AD, como

¹¹ Procedimento similar foi adotado por Konings e Vadenbussche (2008), Pierce (2011) e Rovegno (2011).

Similar procedure was ad.p.ted by Konings e Vadenbussche (2008), Pierce (2011) e Rovegno (2011).

indicam as variáveis que refletem seu tamanho como a receita líquida, valor adicionado e pessoal ocupado. O mesmo é verificado com as variáveis de custos de materiais, mas não encontram correspondência na variável de estoque de capital. No entanto, quando se observa a mediana das variáveis essa tendência se reverte, favorecendo às firmas protegidas pela medida AD. Em suma, há uma aproximação muito maior em termos de características observáveis das firmas protegidas e não protegidas pela medida AD na amostra pareada.

Na tabela 10 apresentamos os resultados das estimações a partir da amostra pareada para as medidas de produtividade apresentadas anteriormente. Os resultados em termos gerais indicam uma redução média da produtividade de 11,3% durante o período analisado para as firmas protegidas por medidas AD, acima do resultado obtido para a amostra geral. Porém de modo similar, esse resultado médio das estimativas não é corroborado pelas estimativas utilizando a medida do log da produtividade do trabalho, $\ln(\text{VTI}/\text{PO})$, cujos coeficientes estimados, embora todos negativos em sinal, não apresentaram significância estatística ao menos em um nível de significância de 10%.

Com as estimativas produzidas a partir da amostra pareada, 11, dos 12, coeficientes estimados nos modelos com variáveis dependentes de PTF apresentaram sinais negativos e estatisticamente significantes em ao menos um nível de significância de 5%, com um impacto médio em torno de -14,8%, com um impacto mínimo de -3,4 % e um máximo de - 34%. A média dos coeficientes de impacto utilizando o estimador de Wooldrige (2009) foi de -0,14 enquanto a média dos coeficientes nas equações em que a variável dependente é produzida pelo método de Levinsohn e Petrin (2003) foi de -0,13. Para as medidas produzidas usando a variável de pessoal ocupado os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de PTF usando o gasto total com pessoal, indicando uma redução da produtividade em torno de 7%, contra uma redução de 13% para o segundo tipo.

Na tabela 11 encontram-se os resultados das estimativas do impacto das medidas AD sobre as variáveis representativas de poder mercado das firmas para a amostra pareada. Os resultados em termos gerais indicam um aumento do markup, em média, de 3% segundo os resultados do estimador de efeitos fixos, 2,6% para os modelos AR(1) e 2,2% para os modelos AR(3). Esse resultado médio das estimativas não é corroborado pelas estimativas utilizando a medida do log da relação preço-custo, $\ln(\text{PCM})$, cujos coeficientes estimados, ao contrário do esperado, apresentaram sinal negativo, porém sem significância estatística.

Para as medidas de markup 10, dos 12, coeficientes são estatisticamente significativos, ao menos a um nível de significância de 5%. Dentre as estimativas significativas estatisticamente o valor mínimo foi de um impacto estimado de

3,4% e um valor máximo de 5,8%. Os modelos que tiveram as variáveis construídas a partir do estimador de Wooldrige (2009) apresentaram coeficientes superiores (0,046 na média) em relação às medidas produzidas pelo estimador de Levinsohn e Petrin (2003) (0,03 na média), sendo que para as medidas produzidas usando a variável de pessoal ocupado os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de markup usando o gasto total com pessoal (0,03 contra 0,04 na média).

Tabela 9 – Estatística descritiva amostra pareada – características observáveis das firmas

variável		# obs.	média	d. p.	p5	p50	p95
	Geral	109.158	47.412.928	3.38E+08	487.779	4.920.780	1.52E+08
RLV	sem AD	98.053	48.114.532	3.5E+08	481.903	4.799.594	1.51E+08
	com AD	11.105	41.218.040	1.99E+08	537.527	6.126.609	1.53E+08
	Geral	109.158	175,9	989,1	17	56	507
PO	sem AD	98.053	177	1023	17	55	506
	com AD	11.105	166,3	611,1	18	63	511
	Geral	108.961	17.846.898	1,54E+08	153.387	1.940.491	50.390.992
VTI	sem AD	97.867	18.087.750	1,59E+08	149.039	1.880.417	49.481.796
	com AD	11.094	15.722.201	91.007.824	217.460	2.481.707	57.810.592
	Geral	108.067	27.092.724	1,9E+08	44728	2451456	91.376.224
CM	sem AD	97.105	27.609.468	1,97E+08	48619	2413604	92.123.992
	com AD	10.962	22.515.232	1,1E+08	26907	2848740	85.623.680
	Geral	109.158	23.892.914	1,94E+08	0,5508	777102	64.619.076
K	sem AD	98.053	23.872.466	1,94E+08	0,6684	787642	64.151.192
	com AD	11.105	24.073.456	1,94E+08	0,5508	663751	70.066.592
AD	Geral	109.158	0.1017	0.3023	0	0	1

Fonte: Elaboração dos autores. Nota: Variáveis monetárias definidas em R\$ mil; d.p. = desvio padrão; p5 = percentil 5%, p50 = percentil 50%, p95=percentil 95%.

Tabela 10 - Estimativas do Impacto das Medidas AD sobre a Produtividade – Amostra Pareada

	<i>PTF_{WO,po}</i>		<i>PTF_{WO,w}</i>		<i>PTF_{LP,po}</i>		<i>PTF_{LP,w}</i>		<i>ln(VTI/PO)</i>
Estimador									
E.F.	-0.123	***	-0.215	***	-0.037	**	-0.340	***	-0.006
	(0.0194)		(0.0246)		(0.0164)		(0.0346)		(0.0151)
BB- AR(1)	-0.0898	***	-0.146	***	-0.022		-0.162	***	-0.009
	(0.0211)		(0.0238)		(0.0196)		(0.0293)		(0.0176)
BB- AR(3)	-0.122	***	-0.163	***	-0.049	**	-0.184	***	-0.026
	(0.0241)		(0.0275)		(0.0225)		(0.0340)		(0.0190)

Erro-padrão robusto entre parênteses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis dummies de tempo e o controle da razão capital-trabalho. Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 11 - Estimativas do Impacto das Medidas AD sobre o Markup – Amostra Pareada

	<i>Mkup_{WO.po}</i>		<i>Mkup_{WO.w}</i>		<i>Mkup_{LP.po}</i>		<i>Mkup_{LP.w}</i>		<i>ln(PCM)</i>
Estimador									
E.F.	0,045	***	0,051	**	0,034	***	0,045	***	-0,022
	(0,0133)		(0,0111)		(0,0127)		(0,0105)		(0,0156)
BB- AR(1)	0,044	***	0,058	***	0,013		0,031	**	-0,016
	(0,0159)		(0,0130)		(0,0161)		(0,0132)		(0,0230)
BB- AR(3)	0,045	**	0,038	**	0,021		0,036	**	-0,029
	(0,019)		(0,0161)		(0,0207)		(0,0165)		(0,0250)

Erro-padrão robusto entre parênteses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis dummies de tempo e o controle da razão capital-trabalho. Fonte: Elaboração dos autores

7. Conclusão

Esse estudo analisa o impacto das medidas antidumping sobre a produtividade e o poder de mercado das firmas industriais brasileiras. A impressão inequívoca trazida pelos resultados apresentados é que, de acordo com as predições da teoria de comércio internacional, a aplicação dessas medidas pelo governo brasileiro tem contribuído para o ambiente de redução da produtividade da indústria, juntamente com o aumento do poder de mercado das firmas diretamente beneficiadas por essas medidas.

Os resultados apresentados demonstram que os setores mais produtivos e com maior margem de lucro bruto são os principais beneficiários dessas medidas, sendo que os resultados obtidos não se traduzem em benefícios para a atividade econômica em geral. Verificou-se que a aplicação das medidas antidumping favoreceram esses setores na medida em que implicaram em um aumento de sua margem bruta de lucro, mas por outro lado, levou a redução de sua eficiência produtiva.

Obviamente a decisão de política não é simples de ser realizada dado que a ampliação do uso desse tipo de proteção contingente reflete uma tendência internacional, em que tanto países desenvolvidos como emergentes têm feito uso expressivo de tal instrumento. No entanto, é importante considerar o amplo espectro a ser adotado pela política de comércio exterior brasileiro em um contexto em que a elevação da produtividade é o tema principal da agenda econômica¹². Nesse sentido devem ser contrabalançados formas de proteção tarifária e não tarifária a fim de estimular o aumento da concorrência e eficiência que deverão a longo prazo garantir a recuperação do setor industrial brasileiro.

¹² A fim de sopesar os prós e os contras da aplicação das medidas antidumping no ambiente econômico, alguns países têm feito uso do instrumento do “interesse público” visando avaliar os impactos de determinada medida em outros atores econômicos e sociais, além das empresas requerentes, diretamente afetadas pelo dumping. A racionalidade dessa abordagem parte de uma apreciação de custo-benefício, visando avaliar os impactos do AD tanto sobre o equilíbrio parcial como sobre o equilíbrio geral de uma economia. Esse tipo de exame tem sido conduzido por meio de testes empíricos, inclusive difundidos em manuais e treinamentos, da OMC e da Unctad (<http://vi.unctad.org/tpa>).

O Brasil, por sua vez, também adotou o instituto do “interesse público”: em circunstâncias excepcionais, a medida de defesa comercial poderá ser suspensa ou modificada se verificadas razões de interesse público (artigo 3º do Decreto nº 8.058, de 2013 e artigo 73, § 3º, do Decreto nº 1.751, de 1995).

Bibliografia

Brenton, Paul. "Anti-dumping policies in the EU and trade diversion". *European Journal of Political Economy* 17.3 (2001): 593-607.

Blundell, Richard, and Stephen Bond. "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models." *Journal of Econometrics* 87.1 (1998): 115-143.

Bown, Chad P. "Global antidumping database". (2015). Disponível em <http://econ.worldbank.org/ttbd/gad/>.

Cavalcante, Luiz Ricardo. "Classificações tecnológicas: uma sistematização." IPEA-Nota Técnica nº 17, Brasília-DF (2014).

De Loecker, Jan. "Recovering markups from production data." *International Journal of Industrial Organization* 29.3 (2011): 350-355.

De Loecker, Jan, and Frederic Warzynski. "Markups and firm-level export status". *The American Economic Review* 102.6 (2012): 2437-2471.

Konings, Jozef, Hylke Vandenbussche, and Linda Springael. "Import diversion under European antidumping policy." *Journal of Industry, Competition and Trade* 1.3 (2001): 283-299.

Konings, Jozef, and Hylke Vandenbussche. "Antidumping protection and markups of domestic firms." *Journal of International Economics* 65.1 (2005): 151-165.

Levinsohn, James, and Amil Petrin. "Estimating production functions using inputs to control for unobservables". *The Review of Economic Studies* 70.2 (2003): 317-341.

Hall, Robert E. "The relation between price and marginal cost in US industry." *Journal of Political Economy* 96.5 (1988): 921-947.

Lerner, Abba. "The concept of monopoly and the measurement of monopoly power." *Essential Readings in Economics*. Macmillan Education UK, 1995. 55-76.

Park, Soonchan. "The trade depressing and trade diversion effects of antidumping actions: The case of China." *China Economic Review* 20.3 (2009): 542-548.

Ornaghi, Carmine, and Ilke Van Beveren. "Semi-parametric estimation of production functions: A sensitivity analysis." *Unpublished manuscript* (2012).

Pimentel, F., As investigações *Antidumping* e o sistema brasileiro de defesa Comercial *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, 116, 2013

Prusa, Thomas J. *The trade effects of US antidumping actions*. No. w5440. National Bureau of Economic Research, 1996.

Prusa, Thomas J. "On the spread and impact of anti-dumping." *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économie* 34.3 (2001): 591-611.

Rovegno, Laura. "Trade protection and market power: evidence from US antidumping and countervailing duties." *Review of World Economics* 149.3 (2013): 443-476.

Rovegno, Laura. *The impact of export restrictions on targeted firms: Evidence from Antidumping against South Korea*. Working Paper, November, Universit Catholique de Louvain, IRES, 2011.

Zanardi, Maurizio. "Antidumping law as a collusive device." *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économie* 37.1 (2004): 95-122.

Apêndice

Tabela 1.A Modelo Logístico – Variável Dependente: AD

Variável	Coef.	
log(VTI/PO)	-1,0421	*
	(0,5626)	
log(Importações/VTI)	0,2532	*
	(0,1469)	
log(Remunerações/RLV)	-2,0061	
	(1,1410)	
log(COI/VTI)	-1,2207	**
	(0,5879)	
Peticionado Exterior	-0,9914	**
	(0,5141)	
Constante	5,4353	
	(4,5108)	
Número de observações	210	
Pseudo R-quadrado	0.0699	

Erro padrão entre parênteses. Fonte: Elaboração dos autores

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 2. A - Testes de Balanceamento

Variável explicativa	Média		Teste t	
	Tratados	Controle		
log(VTI/PO)	8,50	8,54	-0,13	0,898
log(Importações/VTI)	5,88	5,86	0,04	0,97
log(Remunerações/RLV)	-2,25	-2,24	-0,12	0,904
log(COI/VTI)	3,19	3,11	0,22	0,823
Peticionado Exterior	0,59	0,62	-0,17	0,869

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 3.A – Vizinho Selecionados

Classe CNAE	Denominação	Classe CNAE "Vizinha"				
0892	Extração e refino de sal marinho e sal-gema	2593	2532	1062	3102	1113
1312	Preparação e fiação de fibras têxteis naturais, exceto algodão	2013	1122	2622	1111	2072
1313	Fiação de fibras artificiais e sintéticas	2610	1621	-	-	-
1330	Fabricação de tecidos de malha	0810	3220	1629	1354	1094
1351	Fabricação de artefatos têxteis para uso doméstico	1323	-	-	-	-
1531	Fabricação de calçados de couro	1122	2013	1111	2652	2622
1532	Fabricação de tênis de qualquer material	2660	1011	1414	1731	1422
1533	Fabricação de calçados de material sintético	0500	1529	1731	2660	1710
1539	Fabricação de calçados de materiais não especificados anteriormente	3220	1354	0810	1629	1094
1721	Fabricação de papel	1033	2441	0891	3101	2721
2032	Fabricação de resinas termofixas	2071	2123	1422	1414	1011
2033	Fabricação de elastômeros	1113	3102	2593	2532	1062
2221	Fabricação de laminados planos e tubulares de material plástico	2823	1012	2731	0729	1321
2341	Fabricação de produtos cerâmicos refratários	1623	1821	1081	2330	2512
2399	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos não especificados anteriormente	2732	1061	2651	0723	2061
2431	Produção de tubos de aço com costura	1112	1710	0891	1529	-
2541	Fabricação de artigos de cutelaria	0723	2061	2670	2732	1061
2640	Fabricação de aparelhos de recepção, reprodução, gravação e amplificação de áudio e vídeo	1033	2441	3101	0891	2721

2822	Fabricação de máquinas, equipamentos e aparelhos para transporte e elevação de cargas e pessoas	2864	2311	2945	2092	1352
3092	Fabricação de bicicletas e triciclos não-motorizados	3101	2721	2441	1033	2710
3250	Fabricação de instrumentos e materiais para uso médico e odontológico e de artigos ópticos	2823	1012	2731	0729	1321
3291	Fabricação de escovas, pincéis e vassouras	1353	1096	3292	3103	3230

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 4.A Coeficientes Estimados nas Função de Produção por CNAE 2 dígitos – Remuneração Total.

setor	Wooldrige (2009)		Levinshon e Petrin (2003)	
	capital	trabalho	capital	trabalho
5	0,069	0,807	0,022	0,726
6	-0,662	0,440	1,047	0,323
7	0,214	0,448	0,301	0,472
8	0,203	0,709	0,109	0,699
9	0,012	0,798	-0,180	0,764
10	0,155	0,758	0,083	0,757
11	0,247	0,786	0,234	0,786
12	0,223	0,742	0,294	0,667
13	0,184	0,829	0,198	0,821
14	0,135	0,994	0,163	0,947
15	0,108	0,914	0,125	0,887
16	0,252	0,689	0,304	0,677
17	0,153	0,772	0,090	0,762
18	0,093	0,768	0,073	0,775
19	0,085	0,621	0,059	0,574
20	0,164	0,708	0,184	0,705
21	0,115	0,825	0,081	0,792
22	0,107	0,887	0,066	0,880
23	0,125	0,771	0,088	0,764
24	0,198	0,742	0,099	0,742
25	0,128	0,862	0,147	0,845
26	0,084	0,743	-0,030	0,764
27	0,089	0,732	0,072	0,746
28	0,118	0,749	0,084	0,735
29	0,093	0,921	0,053	0,890
30	0,166	0,785	0,076	0,785
31	0,208	0,861	0,247	0,902
32	0,180	0,889	0,234	0,892
33	0,037	0,904	-0,010	0,855
média	0,113	0,774	0,149	0,756

Fonte: Elaboração dos autores