

Título do capítulo	CAPITULO 7 ANTIDUMPING E CONCORRÊNCIA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA
Autor(es)	Sergio Kannebley Junior Rodrigo Ribeiro Remedio Glauco Avelino Sampaio Oliveira
DOI	DOI: http://dx.doi.org/ 10.38116/978-65-5635-015-8cap7

Título do livro	Avaliação de Políticas Públicas no Brasil: uma análise das políticas de defesa da concorrência
Organizadores(as)	Guilherme Mendes Resende Nilo Luiz Saccaro Júnior Mário Jorge Mendonça
Volume	5
Série	Avaliação de Políticas Públicas no Brasil
Cidade	Rio de Janeiro
Editora	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)
Ano	2020
Edição	1a
ISBN	978-65-5635-015-8
DOI	DOI: http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-015-8

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – ipea 2020

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos). Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

ANTIDUMPING E CONCORRÊNCIA NO BRASIL: UMA AVALIAÇÃO EMPÍRICA^{1,2}

Sérgio Kannebley Júnior³
Rodrigo Ribeiro Remédio⁴
Glauco Avelino Sampaio Oliveira⁵

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 AD como instrumento de defesa comercial se deveu à crescente liberalização comercial, em conjunção com a entrada de uma nova versão do art. VI do Acordo Geral sobre Antidumping, em vigor desde 1995, negociado na Rodada Uruguai. Isso representou um novo impulso às petições AD a partir de meados dos anos 1990.

O Brasil se engajou tardiamente na utilização dessas medidas, tornando-se, entretanto, um dos principais usuários nos anos 2000, após reformas de sua legislação AD e a reformulação e o aprimoramento de seus procedimentos de avaliação e julgamento de pedidos de investigação. Entre 1995 e 2014, o país figurou entre os dez maiores peticionários de medidas AD, juntamente com Índia, Estados Unidos, União Europeia, Argentina, Austrália, China e Canadá, sendo que entre 2013 e 2015 liderou o *ranking* de pedidos de investigação. Foram 112 medidas AD iniciadas, correspondendo a 15% das medidas restritivas ao livre comércio analisadas pela Organização Mundial do Comércio (OMC) entre 2013 e 2015.⁶

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/978-65-5635-015-8cap7>

2. Este estudo é resultado do 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.

3. Professor na Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP).

4. Assistente na Caixa Econômica Federal.

5. Especialista em políticas públicas e gestão governamental na Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) do Ipea.

6. Segundo o informe da OMC disponível em: https://www.wto.org/english/news_e/news16_e/trdev_22jul16_e.htm.

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

Teoricamente, o AD beneficia o produtor doméstico e o impacto sobre os consumidores é semelhante a uma tarifa de importação. Em verdade, a tarifa AD deve ser tratada como endógena à decisão de precificação da firma exportadora que reage à existência de legislação AD no país importador. A implicação disso é a elevação de preços para bens domésticos e importados e a perda de bem-estar no país importador (Feenstra, 2004).

Os trabalhos de Nieberding (1999), Konings e Vandenbussche (2005), Rovegno (2013), entre outros, avaliam o impacto das medidas AD sobre o poder de mercado das firmas domésticas beneficiadas. As evidências produzidas por esses estudos são dependentes dos resultados das petições AD, bem como do impacto da medida AD sobre o comércio. Nieberding (1999), por exemplo, demonstra haver uma relação positiva entre o aumento do poder de mercado das firmas americanas e a aprovação da medida AD. Konings e Vandenbussche (2005) produzem evidências de variações positivas dos *markups*⁷ das firmas domésticas da União Europeia, mas alertam que esses efeitos são reduzidos nos casos em que os desvios de comércio são fortes. Já Rovegno (2013) verifica, para os Estados Unidos, que os efeitos sobre o poder de mercado derivados das medidas AD apenas são significantes no período anterior à Rodada 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 AD deveriam produzir um efeito negativo sobre a produtividade dos setores protegidos pelas medidas. No entanto, conforme Konings e Vadenbussche (2008), as firmas domésticas de menor produtividade que experimentam a proteção fornecida pelas medidas AD 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, as quais não teriam incentivos para ganhos adicionais.

7. O termo *markup* refere-se a um conceito econômico que expressa o preço em excesso aos custos. É amplamente usado na literatura e reflete a capacidade de um produtor de extrair rendas da sociedade, em função de seu poder de mercado, ao cobrar um preço superior àquele de concorrência perfeita. A metodologia de cálculo do *markup* é apresentada neste trabalho.

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 AD aplicadas entre 1996 e 1998 pela União Europeia. Pierce (2011), entretanto, entende que esses resultados poderiam ocorrer devido à forma como a produtividade é medida. Utilizando dados para a indústria manufatureira americana, esse autor demonstra que a aparente correlação positiva entre direitos AD e produtividade, proveniente da receita das firmas, é provavelmente enganosa, derivando possivelmente de aumentos nos preços e *markups*. Quando o autor utiliza uma produtividade derivada da produção física das firmas, o resultado se inverte, demonstrando uma relação negativa entre produtividade e medidas AD.

Neste texto, abordamos esses dois temas, procurando fornecer um quadro geral dos impactos das medidas AD 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 AD aplicadas pelo governo brasileiro, consolidadas na Global Antidumping Database (GAD) de comércio exterior, fornecida pela International Trade Statistics Database (Comtrade) da Organização das Nações Unidas (ONU), e dados de empresas industriais extraídos da Pesquisa Industrial Anual do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (PIA/IBGE).

A partir dessa base de dados, estimamos medidas alternativas de produtividade do trabalho e produtividade total dos fatores (PTF) e de *markup* utilizando a metodologia de Loecker (2011) e de Loecker e Warzynski (2012), além do cálculo de margem preço-custo (*price-cost margin* – PCM). Tendo essas medidas como variáveis dependentes de equações, utilizando uma abordagem de diferenças em diferenças, estimamos os impactos da aplicação do direito AD sobre a produtividade e o *markup* das empresas industriais pertencentes aos setores protegidos. Os resultados apresentados neste estudo indicam o declínio médio da produtividade das firmas industriais beneficiadas pela proteção, em torno de 8,5% durante todo o 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 quatro 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 foi obtido por meio

da aplicação do método de *propensity score matching* (PSM).⁸ Utilizando essa amostra pareada, realizou-se um novo conjunto de estimações, que reforçou a percepção de redução da produtividade e o 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 desta introdução, este texto conta com mais seis seções. Na segunda seção, é apresentado um breve histórico do uso das medidas AD pelo Brasil. Na terceira, descrevem-se as fontes de informação para a constituição da base de dados e apresentam-se estatísticas descritivas. A quarta seção exhibe as metodologias utilizadas para a estimação das medidas de produtividade e *markup*. Na quinta seção, são discutidos os resultados produzidos pelas estimações dos modelos em painel. Na sexta, faz-se uma análise de robustez em que novos resultados são apresentados a partir da estimativa com a amostra pareada. Na última seção, tecem-se as considerações finais sobre o estudo.

2 MEDIDAS AD NO BRASIL

A primeira promulgação da lei AD brasileira data de 16 de janeiro de 1987 (Decreto nº 93.941), em concordância com o acordo relativo à implementação do art. VI do Acordo Geral sobre Tarifas Aduaneiras e Comércio (General Agreement on Tariffs and Trade – GATT) de 1979. Com o fim da Rodada Uruguai em 1994, o Congresso Nacional aprovou, pelo Decreto Legislativo nº 30, de 15 de dezembro de 1994, a ata final, que incorpora à legislação nacional os resultados do Acordo Antidumping aprovado naquele fórum internacional. A Lei nº 9.019, de 30 de março de 1995, é, então, promulgada, dispondo sobre a aplicação dos direitos previstos no acordo AD e no acordo de subsídios e direitos compensatórios, sendo regulamentada posteriormente pelo Decreto nº 1.602, de 23 de agosto de 1995. Em 1995, com o objetivo de aumentar a capacitação técnica e operacional para a atuação governamental na aplicação da legislação AD, de subsídios e de 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 no Decreto nº 1.602, conforme a Portaria Secex nº 46. Em 2013, consolidam-se as modificações na publicação do Decreto nº 8.058 e nas diversas portarias Secex, regulamentando diferentes aspectos relacionados ao trâmite dos processos de investigação. Segundo Pimentel

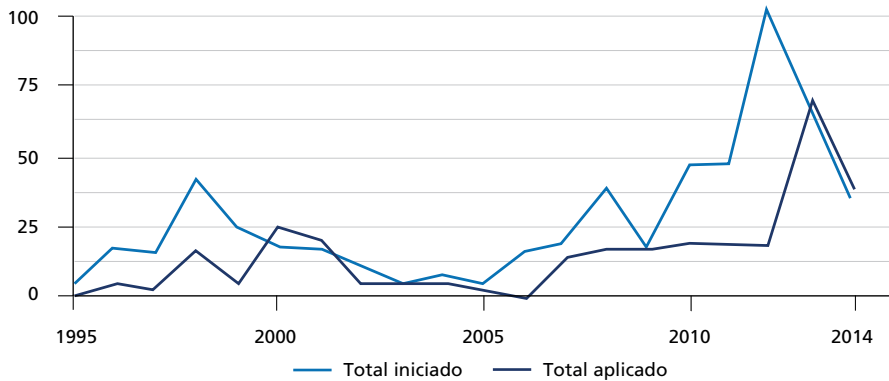
8. Refere-se a uma metodologia estatística crescentemente adotada em estudos empíricos que calcula a propensão de uma combinação baseada em um escore ou classificação das observações – uma amostra pareada. Não há exatamente um termo equivalente em português. A metodologia será discutida neste trabalho.

(2013), com o Decreto nº 8.508, as investigações de *dumping* no Brasil passaram a ser feitas sob um novo marco normativo, com implicações sobre redução dos prazos, aumento de transparência, redução de custos para as partes interessadas, regras claras e precisas para os diferentes tipos de revisão e novas disciplinas, tais como a avaliação de escopo e a eficácia das medidas AD.

Entre 1995 e 2014, o Brasil iniciou 362 casos de AD, ou seja, uma média de 18 casos por ano, afetando 572 códigos de produtos em um nível de desagregação de seis dígitos na classificação do Sistema Harmonizado (Harmonized System – HS). Dos 572 códigos de produto, foram aplicadas medidas AD a trezentos códigos de produtos em todo período. No entanto, esse desempenho não foi uniforme ao longo do tempo – é possível observar, entre 1995 e 2001, a média de vinte códigos de produtos petionados e dez efetivamente protegidos. Entre 2001 e 2006, há uma drástica redução no uso e na aplicação dessas medidas, com uma média de nove códigos petionados e três 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

Brasil: série histórica brasileira – códigos de produtos HS 6 (1995-2014)



Fonte: Bown (2015).
Elaboração dos autores.

O Brasil também se tornou progressivamente um país usuário de medidas AD, com uma atuação mais intensa contra um conjunto maior de países. Entre 1995 e 2014, foram sessenta países com pedidos de investigação por parte do Brasil, dos quais 23 com um número igual ou maior que quatro investigações, contra vinte países que requerem investigações contra o Brasil no mesmo período. Como principal alvo das investigações brasileiras está a China, com 82 dos casos de investigação (22,7%), seguida por Estados Unidos, com 38 casos (10,5%); Coreia do Sul, com 21 dos casos (5,8%);

Taiwan, com 18 casos (5%); Índia, com 17 casos (4,7%); e Argentina, com 12 casos (3,3%). Esses países perfazem 52% do total de ações brasileiras. Em contrapartida, os principais países que acionam o Brasil são a Argentina, com 51 casos (42,1%); os Estados Unidos, com 10 casos (8,3%); a África do Sul, com 10 casos (8,3%); o Canadá, com 8 casos (6,6%); e a Índia, com 7 casos (5,8%).

No que tange aos códigos de produtos segundo o HS, percebemos também que o escopo de aplicações de medidas AD do Brasil é amplo, com um número de códigos em um nível de dois dígitos bastante superior ao número de códigos para o qual o Brasil foi alvo de ações AD. Ainda assim, conforme a tabela 1, é possível observar que o código 72 (ferro fundido, ferro e aço) lidera a lista de medidas tanto a favor quanto 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 petionário, enquanto 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, mostra-se o número de investigações iniciadas e com direito AD aplicado entre 2003 e 2013, discriminadas por processos, produtos e classes CNAE (quatro dígitos). Como pode ser visto, o número de medidas iniciadas tem uma forte inflexão em 2007. Entre 2003 e 2006, o número médio de medidas aplicadas era de 2,5 por ano, passando a uma média de quase 14 entre 2007 e 2013.

TABELA 1
Medidas AD em códigos HS 2 (1994-2013)

HS 2	Aplicações AD pelo Brasil		HS 2	Aplicações AD contra o Brasil	
	Total aplicado	%		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 vinte produtos. Também se verifica uma ampliação no escopo em número de produtos, países e setores CNAE após 2007, demonstrando que a ampliação do uso desse instrumento de proteção contingente ocorreu também por meio do número de novos setores petionários.

TABELA 2
Investigações AD (2003-2013)

	Número de processos		Número de produtos		Número de países		Classe CNAE (quatro dígitos)	
	Aplicadas	Iniciadas	Aplicadas	Iniciadas	Aplicadas	Investigadas	Aplicadas	Investigadas
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.

3 FONTE DE DADOS E AMOSTRA

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

Os dados de comércio foram extraídos da Comtrade.⁹ A base de dados de ações AD é formada por dados provenientes da GAD, segundo Bown (2015). A compatibilização dos dados da base de processos de AD e da base da Comtrade para setores CNAE foi feita por meio de uma tabela de correspondência disponibilizada pelo IBGE. A conversão é realizada em um nível de desagregação de seis dígitos da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) para a CNAE.¹⁰ A terceira fonte de informação são os microdados de firmas industriais brasileiras extraídos da

9. Disponível em: <<http://comtrade.un.org/>>.

10. Isso é possível porque os primeiros seis dígitos da NCM são formados pelo HS. A conversão é efetuada em termos da versão de 2007 do HS para a CNAE 2.0.

PIA-Empresa. As variáveis da PIA utilizadas nas estimações de funções de produção e cálculo de margens preço-custo neste estudo estão apresentadas na tabela 3.

A tabela 4 mostra as estatísticas do painel, que conta com 345.853 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 demonstra que a diferença percentual entre os valores médios dessas variáveis para as firmas sob proteção AD e sem proteção AD está em torno de 20% na média – e 67% na mediana – em favor das firmas protegidas. Essas porcentagens são calculadas com os números da tabela e indicam que, na média, as firmas protegidas são maiores em termos das variáveis de receita, estoque de capital, gastos com pessoal e produtividade do trabalho. Essa diferença é ainda maior quando se considera a firma mediana, ainda que 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 – com e sem AD.

TABELA 3
Variáveis da PIA/IBGE utilizadas nas estimações

Variáveis	Sigla	Descrição
Trabalho	<i>PO</i>	Pessoal ocupado
Receita bruta de vendas	<i>RBV</i>	Receita bruta de vendas
Receita líquida de vendas	<i>RLV</i>	Receita líquida de vendas
Valor adicionado	<i>VTI</i>	Valor transformação industrial
Capital	<i>K</i>	Estoque de capital ¹
Consumos materiais	<i>CM</i>	Custos diretos de produção
Remuneração trabalho	<i>W</i>	Gastos de pessoal

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Variável construída pelo 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 – variáveis selecionadas: estatísticas descritivas

	Amostra	Número de observações	Média	d.p.	p5	p50	p95
	Total	341.794	30.943,2	368.025,5	33,0	1.890,8	85.372,4
<i>CM</i>	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
	Total	345.853	36.307,5	1.523.742,1	0,0	615,0	72.251,7
<i>K</i>	Sem AD	313.052	35,215,4	1.598.936,1	0,0	569,6	65.285,8
	Com AD	32.801	46,730,8	284.060,0	0,0	1.332,7	171.093,7

(Continua)

(Continuação)

	Amostra	Número de observações	Média	d.p.	p5	p50	p95
	Total	345.853	59.907,3	1.285.465,1	416,1	4.021,0	148.531,4
<i>RLV</i>	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
	Total	345.832	7.823,3	103.126,1	238,0	1.139,1	22.685,7
<i>W</i>	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
	Total	345.853	163,4	819	17	53	492
<i>PO</i>	Sem AD	313.052	163,4	843,3	17	53	487
	Com AD	32.801	162,8	533,9	18	58	541
	Total	345.224	24.903,1	822.242,7	150,4	1.780,3	53.857,9
<i>VTI</i>	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
	Total	345.224	75,8	864,6	4,7	34,7	222,6
<i>VTI/PO</i>	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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variáveis monetárias definidas em R\$ 1 mil. Todas as variáveis são monetárias, com exceção de PO.

2. 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 AD sobre as variáveis de produtividade e *markup* são obtidas por meio da estimação de modelos em painel. Aplicamos o método de mínimos quadrados com efeitos fixos (EFs) para os modelos estáticos e o método de Blundell e Bond (BB) (1998) na estimação dos modelos dinâmicos. Os modelos dinâmicos são estimados com duas versões, sendo a primeira decorrente de um processo autorregressivo de primeira ordem, enquanto a segunda é derivada de um processo autorregressivo de terceira ordem. Essas ordens para as variáveis dependentes defasadas foram determinadas em razão do ajustamento dos modelos em seu agregado. A fim de considerar as diferenças setoriais, são adicionados o logaritmo da razão capital-trabalho e o logaritmo de escala de produção das firmas como controles nas estimações.¹¹ Os erros-padrão apresentados são robustos à heterocedasticidade e à autocorrelação.

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

11. A definição de ordem de autorregressividade 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.

4.1 Estimativas de PTF

Para a estimação da PTF, utilizamos uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, tendo como variável dependente o valor adicionado pela empresa i em t , Y_{it} e como fatores de produção o capital K_{it} e o trabalho L_{it} , mais o conteúdo de tecnologia A_{it} , como variáveis explicativas:

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

Em sua forma *log*-linear, é dada por:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_K k_{it} + \beta_L l_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (1.1)$$

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

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

As medidas de produtividade foram estimadas com funções de produção para o período de 2003 a 2013 em níveis de dois dígitos de desagregação. Utilizamos, nas estimações, duas variáveis a fim de representar o trabalho na função de produção. No primeiro conjunto de estimativas, utilizou-se o pessoal total ocupado na produção (PO); no segundo conjunto, usaram-se os gastos totais com pessoal (W).¹²

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 (2010). Na definição dos modelos, as variáveis valor adicionado (VTT), remuneração do trabalho (W), estoque de capital (K) e gastos com materiais (CM) foram transformadas 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: $\ln(VTT/PO)$.

12. O uso dessa forma alternativa de mensurar o trabalho é justificado em razão de a demanda por trabalho derivar do custo total do trabalho, incluindo outras formas de custo além do salário. Os coeficientes estimados encontram-se no apêndice.

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

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

Em que $Prod_{it}$ é o índice de produtividade adotado, α_i é o efeito fixo, γ_t são os efeitos temporais, AD_{it} é uma variável *dummy* que captura as firmas que receberam proteção AD, 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 PCM (preço em excesso aos custos), dada pela expressão a seguir.¹³

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

$$PCM_{it} = \frac{P_{it}Q_{it} - P_{Mit}M_{it} - W_{it}L_{it}}{P_{it}Q_{it}} \quad (4.1)$$

Em que $P_{it}Q_{it}$ é a receita total; 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 devido à direta observação e simplicidade e aos valores restritos ao intervalo entre 0 e 1. Aplicações dessa metodologia para o estudo das consequências do AD sobre o poder de mercado são efetuadas por Rovegno (2013), Pierce (2011) e Nieberding (1999). No entanto, como principal limite ao seu uso, está a impossibilidade de se separarem os efeitos sobre *markups* das mudanças na produtividade. Além disso, se o fator trabalho estiver sujeito a custos de ajustamento, o que é plausível, a medida dos *markups* torna-se ruim em função da mencionada simultaneidade.

Hall (1988) demonstra que somente sob concorrência perfeita é válida a noção de que a participação de um insumo específico no custo total é igual à sua participação na receita total, o que teria como implícito um *markup* unitário. Sob concorrência imperfeita, Hall (*op. cit.*) explicita que a diferença da participação

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

nos custos e nas receitas serve como medida do *markup*.¹⁴ No entanto, sob essas circunstâncias, a obtenção de parâmetro de interesse sofreria problemas de identificação em razão da correlação entre os choques de produtividade e a quantidade de insumos utilizada.

Loecker (2011) e Loecker e Warzynski (2012) combinam o método de estimação de funções de produção à abordagem de Hall, para a 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. Assumem 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 ω_{it} , o choque de produtividade considerado Hicks neutro. Supondo que os produtores busquem 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.¹⁵ Definindo o *markup* como $\mu_{it} = (P_{it} / \lambda_{it})$, Loecker (2011) e 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 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

14. Considerando uma função de produção homogênea, $Q = A F(K, N)$, a partir da devida *log*-linearização da função e diferenciação, temos $\Delta q_{it} = \alpha_{N_{it}} \Delta n_{it} + a_{it}$, 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 $\mu_{it} \alpha_{N_{it}}$, em que $\mu_{it} = P_{it}/C_{it}$ é o *markup* e a taxa de crescimento do produto pode ser reescrita como $\Delta q_{it} = \mu_{it} (\alpha_{N_{it}} \Delta n_{it}) + a_{it}$. Note que o modelo de Hall usa N como notação para o fator trabalho.

15. Sendo w_{it}^F e w_{it}^V os preços dos insumos fixos e variáveis, respectivamente. Apenas como referência, temos:

$L(X_{it}^F, X_{it}^V, \lambda_{it}) = w_{it}^F X_{it}^F + w_{it}^V X_{it}^V + \lambda_{it} (Q_{it} - F(X_{it}^F, X_{it}^V))$ (8) cuja condição de primeira ordem para os insumos variáveis é dada por $\frac{\partial L}{\partial X_{it}^V} = w_{it}^F + \lambda_{it} \left(Q_{it} - \frac{\partial F(X_{it}^F, X_{it}^V)}{\partial X_{it}^V} \right) = 0$, 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.

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.¹⁶

A especificação de equação de diferenças em diferenças, semelhante à equação (3), para testar a influência do AD 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 AD, X_{it} 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.

5 RESULTADOS

5.1 Produtividade

Na tabela 5, encontram-se as estatísticas descritivas das diversas medidas de produtividade adotadas neste 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 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 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, independentemente do estimador utilizado, observamos que as produzidas com a variável *PO* apresentam uma magnitude similar à medida do logaritmo da produtividade do trabalho – $\ln(VTI/PO)$. Também observamos que as medidas de PTF produzidas com os gastos de pessoal mostram maior dispersão e valores absolutos inferiores.

Na tabela 6, apresentamos os resultados das estimações, em pontos percentuais (p.p.), conduzidas utilizando-se o estimador de EFs para os modelos estáticos e o estimador de BB para os modelos dinâmicos, com uma e três variáveis dependentes defasadas – *AR*(1) e *AR*(3), respectivamente. Os resultados, em termos gerais,

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

indicam uma redução média da produtividade em torno de 9% durante o período analisado para as firmas protegidas por medidas AD. Esse resultado médio não é corroborado pelas estimativas com a medida do *log* da produtividade do trabalho, $\ln(VTI/PO)$, nem pelas extraídas das equações em que a PTF é estimada pelo método de Levinsohn e Petrin (2003) com a variável *PO*. Nessas, os coeficientes estimados, embora em sua maioria negativos em sinal, não apresentaram significância estatística, ao menos em um nível de significância de 10%.

TABELA 5
Estatísticas descritivas: medidas de produtividade

Variável		Número de observações	Média (p.p.)	d.p. (p.p.)	p5 (p.p.)	p50 (p.p.)	p95 (p.p.)
$PTF_{WO,PO}$	Geral	345.224	10,10	1,44	7,97	10,12	12,27
	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
$PTF_{WO,W}$	Geral	345.204	1,26	1,75	-1,50	1,31	3,84
	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
$PTF_{LP,PO}$	Geral	345.224	10,70	1,48	8,57	10,71	13,04
	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
$PTF_{LP,W}$	Geral	345.204	1,63	1,94	-1,57	1,80	4,29
	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
$\ln(VTI/PO)$	Geral	345.224	10,40	1,32	8,46	10,45	12,31
	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

Elaboração dos autores.

Obs.: WO,PO diz respeito à estimação de produtividade calculada pelo método Wooldridge (2010) com a variável *PO*. WO,W diz respeito à estimação de produtividade calculada pelo método Wooldridge (*op. cit.*) com a variável *W*. LP,PO diz respeito à estimação pelo método Levinsohn e Petrin (2003), calculado com a variável *PO*. LP,W diz respeito à estimação pelo método Levinsohn e Petrin (*op. cit.*), calculado com a variável *W*.

TABELA 6
Impacto das medidas AD sobre a produtividade
(Em p.p.)

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

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Em todos os modelos, incluíram-se as variáveis *dummy* de tempo e o controle da razão capital-trabalho.

Assim, entre dezesseis coeficientes estimados, nove apresentaram coeficientes negativos e estatisticamente significantes, em ao menos um nível de significância de 5%. Entre esses resultados, o menor impacto estimado foi de -8,5% e o máximo, de -25%. Dentro dessa média, os coeficientes estimados utilizando-se o estimador de Wooldridge (2010) apresentaram menor magnitude em comparação às medidas produzidas pelo estimador de Levinsohn e Petrin (2003). Enquanto isso, para as produzidas com a variável *PO*, os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de PTF usando-se o gasto total com pessoal (*W*).

5.2 Markup

Na tabela 7, exibem-se as estatísticas descritivas das medidas de *markup* adotadas neste estudo. Inicialmente, podemos observar que os valores médios são bastante superiores aos 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 de *PO* são mais elevadas que aquelas que usam 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, que são bastante mais elevados para as medidas cuja elasticidade foi estimada a partir de *PO*.

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

O mesmo tipo de observação pode ser feito analisando o índice da variável *PCM*, o preço em excesso aos custos, construído conforme (4) e (4.1). É importante observar, porém, a influência de observações demasiadamente afastadas da média (*outliers*) sobre a medida, que produz valores inferiores a zero até o quinto percentil da amostra. A distribuição da variável *PCM* é menos assimétrica que as variáveis estimadas de *markup*. Enquanto os valores das variáveis de *markup* que estão no percentil 95 são em média seis vezes maiores que o valor da sua mediana, na *PCM* essa relação é aproximadamente três vezes maior.

TABELA 7
Estatísticas descritivas: PCM e markup

Variável		Número de observações	Média (p.p.)	d.p. (p.p.)	p5 (p.p.)	p50 (p.p.)	p95 (p.p.)
<i>Markup_{wo,po}</i>	Geral	256.976	5,18	9,41	0,60	2,65	16,74
	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
<i>Markup_{wo,w}</i>	Geral	256.782	4,28	6,94	0,86	2,52	12,35
	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
<i>Markup_{lp,po}</i>	Geral	324.547	5,16	10,32	0,53	2,44	17,06
	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
<i>Markup_{lp,w}</i>	Geral	324.377	4,33	7,73	0,83	2,39	12,71
	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
<i>PCM</i>	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

Elaboração dos autores.

Obs.: *WO,po* diz respeito à estimação de produtividade calculada pelo método Wooldridge (2010) com a variável *PO*. *WO,w* diz respeito à estimação de produtividade calculada pelo método Wooldridge (*op. cit.*) com a variável *W*. *LP,po* diz respeito à estimação pelo método Levinsohn e Petrin (2003), calculado com a variável *PO*. *LP,w* diz respeito à estimação pelo método Levinsohn e Petrin (*op. cit.*), calculado com a variável *W*.

Na tabela 8, encontram-se os resultados das estimativas do impacto das medidas AD sobre as variáveis representativas de poder de mercado das firmas. As estimações foram conduzidas utilizando-se o estimador de EFs para os modelos estáticos e o estimador de BB 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 EFs, 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 com a medida do *log* do preço em excesso aos custos, *ln(PCM)*, cujos coeficientes estimados, ao contrário do esperado, apresentaram um sinal negativo, mas sem significância estatística. Os resultados nas equações de *ln(PCM)* provavelmente se devem à presença dos valores negativos anteriormente mencionados.

Nas equações das medidas paramétricas de *markup*, nove dos doze coeficientes são estatisticamente significativos, em ao menos a um nível de significância de 10%. Os resultados dos estimadores de Wooldridge (2010) e de Levinsohn e Petrin (2003) indicaram coeficientes médios iguais a 0,022 e 0,020, respectivamente. Nas medidas produzidas usando-se a variável *PO*, os coeficientes estimados

foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de *markup* usando-se o gasto total com pessoal W (0,017 contra 0,026). Entre 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*

	$Mkup_{wo,po}$		$Mkup_{wo,w}$		$Mkup_{LP,po}$		$Mkup_{LP,w}$		$\ln(PCM)$
Estimador de									
Efs	0,016 (0,00837)	*	0,024 (0,00681)	***	0,0111 (0,00809)	-	0,025 (0,00660)	***	-0,007 (0,00946)
BB – AR(1)	0,017 (0,0108)		0,027 (0,00855)	***	0,00947 (0,0109)	-	0,023 (0,00889)	***	-0,014 (0,0143)
BB – AR(3)	0,023 (0,0131)	*	0,027 (0,00984)	***	0,023 (0,0139)	*	0,030 (0,0107)	***	-0,011 (0,0162)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Em todos os modelos, incluíram-se as variáveis *dummy* 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 AD que beneficiam toda a indústria peticionária.

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

Dado que o setor que peticiona antevê o benefício da proteção contingente, é razoável admitir a existência de autosseleção no processo. A fim de controlar esse potencial problema de endogeneidade, foram definidos grupos de tratamento e de controle por meio PSM, em que a variável de tratamento é a aplicação de direito AD ao setor, sendo conduzido o método de *nearest neighborhood* (vizinhos mais próximos), com cinco setores vizinhos para a construção do grupo de controle.¹⁷

Estimou-se um modelo logístico, cujos resultados estão na tabela A.1 do apêndice, que tem como variáveis independentes o logaritmo da razão entre *VTI*

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

e *PO*, da razão entre o valor das importações do setor e o *VTI* (*IMP/VTI*), da razão entre o gasto total com pessoal e a receita líquida de venda (*W/RLV*) e da razão entre o consumo de materiais e a transformação industrial (*CM/VTI*). Inclui-se também uma variável *dummy* que indica se a classe CNAE foi alvo de investigação AD no exterior. Os testes de balanceamento, bem como as classes CNAE definidas como os vizinhos mais próximos, são também apresentados nas tabelas A.2 e A.4 do apêndice, respectivamente.

Desconsideraram-se os setores não pareados, resultando em uma subamostra de 109.158 observações. A fim de demonstrar os resultados do processo de pareamento, a tabela 9 apresenta as variáveis *RLV*, *PO*, *CM*, *VTI* e *K*. As firmas pertencentes a setores sem a proteção da medida AD correspondem a 89% da amostra, sendo maiores que as que estão em setores que recebem a proteção AD – como indicam as variáveis que refletem seu tamanho como receita líquida, valor adicionado e *PO*. Verifica-se o mesmo com as variáveis de custos de materiais, mas não se encontra correspondência na variável de estoque de capital. No entanto, quando se observa a mediana das variáveis, essa tendência se reverte, favorecendo as 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.

TABELA 9
Estatística descritiva: amostra pareada – características observáveis das firmas

Variável	Número de observações	Média	d.p.	p5	p50	p95	
<i>RLV</i>	Geral	109.158	47.412.928	3,38E+08	487.779	4.920.780	1,52E+08
	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
<i>PO</i>	Geral	109.158	175,9	989,1	17	56	507
	Sem AD	98.053	177	1023	17	55	506
	Com AD	11.105	166,3	611,1	18	63	511
<i>VTI</i>	Geral	108.961	17.846.898	1,54E+08	153.387	1.940.491	50.390.992
	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
<i>CM</i>	Geral	108.067	27.092.724	1,9E+08	44728	2.451.456	91.376.224
	Sem AD	97.105	27.609.468	1,97E+08	48619	2.413.604	92.123.992
	Com AD	10.962	22.515.232	1,1E+08	26907	2.848.740	85.623.680
<i>K</i>	Geral	109.158	23.892.914	1,94E+08	0,5508	777.102	64.619.076
	Sem AD	98.053	23.872.466	1,94E+08	0,6684	787.642	64.151.192
	Com AD	11.105	24.073.456	1,94E+08	0,5508	663.751	70.066.592

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Variáveis monetárias definidas em R\$ 1 mil.

2. Todas as variáveis são monetárias, com a exceção de *PO*.

Na tabela 10, apresentamos os resultados das estimações a partir da amostra pareada para as medidas de produtividade mostradas 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. De modo similar, no entanto, esse resultado médio não é corroborado pelas estimativas utilizando-se a medida do logaritmo da produtividade do trabalho, $\ln(VTI/PO)$, cujos coeficientes estimados, embora todos negativos em sinal, não apresentaram significância estatística ao menos em um nível de significância de 10%.

TABELA 10
Estimativas do impacto das medidas AD sobre a produtividade: amostra pareada

	$PTFWO_{po}$		$PTFWO_w$		$PTFLP_{po}$		$PTFLP_w$		$\ln(VTI/PO)$
Estimador									
EF	-0.123 (0.0194)	***	-0.215 (0.0246)	***	-0.037 (0.0164)	**	-0.340 (0.0346)	***	-0.006 (0.0151)
BB – AR(1)	-0.0898 (0.0211)	***	-0.146 (0.0238)	***	-0.022 (0.0196)	-	-0.162 (0.0293)	***	-0.009 (0.0176)
BB – AR(3)	-0.122 (0.0241)	***	-0.163 (0.0275)	***	-0.049 (0.0225)	**	-0.184 (0.0340)	***	-0.026 (0.0190)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Em todos os modelos foram incluídas variáveis dummy de tempo e o controle da razão capital-trabalho.

Com as estimativas produzidas a partir da amostra pareada, onze dos doze 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 Wooldridge (2010) 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 PO , os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de PTF usando-se o gasto total com pessoal (W), 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 de 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 EFs, 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 com a medida do logaritmo do

preço em excesso aos custos, $\ln(PCM)$, cujos coeficientes estimados, ao contrário do esperado, apresentaram sinal negativo, porém sem significância estatística.

Para as medidas de *markup*, dez dos doze coeficientes são estatisticamente significativos, ao menos a um nível de significância de 5%. Entre 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 Wooldridge (2010) 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-se a variável *PO*, os coeficientes estimados foram inferiores em magnitude àqueles obtidos nas regressões para as medidas de *markup* usando-se o gasto total com pessoal (0,03 contra 0,04 na média).

TABELA 11
Estimativas do impacto das medidas AD sobre o *markup*: amostra pareada

	$Mkup_{wo,po}$		$Mkup_{wo,w}$		$Mkup_{LP,po}$		$Mkup_{LP,w}$		$\ln(PCM)$
Estimador									
EF	0,045 (0,0133)	***	0,051 (0,0111)	**	0,034 (0,0127)	***	0,045 (0,0105)	***	-0,022 (0,0156)
BB – AR(1)	0,044 (0,0159)	***	0,058 (0,0130)	***	0,013 (0,0161)	-	0,031 (0,0132)	**	-0,016 (0,0230)
BB – AR(3)	0,045 (0,019)	**	0,038 (0,0161)	**	0,021 (0,0207)	-	0,036 (0,0165)	**	-0,029 (0,0250)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão robusto entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. Em todos os modelos, incluíram-se as variáveis dummy de tempo e o controle da razão capital-trabalho.

7 CONCLUSÃO

Este estudo analisou o impacto das medidas AD 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 destas medidas, sendo que os resultados obtidos não se traduzem em benefícios para a atividade econômica em geral. Verificou-se que a aplicação das medidas AD favoreceu esses setores na medida em que implicou um aumento de sua margem bruta de lucro, mas, em contrapartida, levou à 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 países 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 econômica.¹⁸ Nesse sentido, devem ser contrabalançadas formas de proteção tarifária e não tarifária, a fim de estimular o aumento da concorrência e da eficiência, que poderão, no longo prazo, contribuir para a recuperação do setor industrial brasileiro.

REFERÊNCIAS

- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BOWN, C. P. **Global antidumping database**. Washington: World Bank, 2015.
- FEENSTRA, R.C. **Advanced international trade**. New Jersey: Princeton University Press, 2004. cap. 7.
- HALL, R. E. The relation between price and marginal cost in US industry. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 5, p. 921-947, 1988.
- 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**, v. 76, n. 2, p. 371-383, 2008.
- LERNER, A. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power. **Essential Readings in Economics**, p. 55-76, 1995.
- LEVINSOHN, J.; PETRIN, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. **The Review of Economic Studies**, v. 70, n. 2, p. 317-341, 2003.

18. A fim de sopesar os prós e os contras da aplicação das medidas AD 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, pretendendo analisar 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 United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), disponíveis em: <<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 (art. 3º do Decreto nº 8.058, de 2013, e art. 73, § 3º, do Decreto nº 1.751, de 1995).

LOECKER, J. de. Recovering markups from production data. **International Journal of Industrial Organization**, v. 29, n. 3, p. 350-355, 2011.

LOECKER, J. de; WARZYNSKI, F. Markups and firm-level export status. **The American Economic Review**, v. 102, n. 6, p. 2437-2471, 2012.

NIEBERDING J. F. The effect of US antidumping law on firms' market power: an empirical test. **Review of Industrial Organization**, v. 14, n. 1, p. 65-84, 1999.

ORNAGHI, C.; BEVEREN, I. van. **Semi-parametric estimation of production functions: a sensitivity analysis**. [s.l.]: [s.n.], 2012.

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. As investigações *antidumping* e o sistema brasileiro de defesa comercial. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, n. 116, 2013.

ROVEGNO, L. **The impact of export restrictions on targeted firms: evidence from antidumping against South Korea**. Louvain: IRES, Nov. 2011.

_____. Trade protection and market power: evidence from US antidumping and countervailing duties. **Review of World Economics**, v. 149, n. 3, p. 443-476, 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2010.

ZANARDI, M. Antidumping law as a collusive device. **Canadian Journal of Economics**, v. 37, n. 1, p. 95-122, 2004.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BRENTON, P. Anti-dumping policies in the EU and trade diversion. **European Journal of Political Economy**, v. 17, n. 3, p. 593-607, 2001.

CAVALCANTE, L. R. **Classificações tecnológicas: uma sistematização**. Brasília: Ipea, 2014. (Nota Técnica, n. 17).

KONINGS, J.; VANDENBUSSCHE, H.; SPRINGAEL, L. Import diversion under European antidumping policy. **Journal of Industry, Competition and Trade**, v. 1, n. 3, p. 283-299, 2001.

PARK, S. The trade depressing and trade diversion effects of antidumping actions: the case of China. **China Economic Review**, v. 20, n. 3, p. 542-548, 2009.

PRUSA, T. J. **The trade effects of US antidumping actions**. [s.l.]: NBER, 1996.

_____. On the spread and impact of anti-dumping. **Canadian Journal of Economics**, v. 34, n. 3, p. 591-611, 2001.

APÊNDICE

TABELA A.1

Modelo logístico: variável dependente – *antidumping* (AD)

Variável	Coefficiente (p.p.)	Nível de significância
<i>log(VTI/PO)</i>	-1,0421 (0,5626)	*
<i>log(IMP/VTI)</i>	0,2532 (0,1469)	*
<i>log(W/RLV)</i>	-2,0061 (1,1410)	-
<i>log(COI/VTI)</i>	-1,2207 (0,5879)	**
<i>Peticionado exterior</i>	-0,9914 (0,5141)	**
Constante	5,4353 (4,5108)	-
Número de observações	210	-
Pseudo R-quadrado	0,0699	-

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Erro-padrão entre parênteses.

2. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

3. p.p. – pontos percentuais.

TABELA A.2

Testes de balanceamento

Variável explicativa	Média			
	Tratados	Controle	Teste <i>t</i>	<i>p</i> -valor
<i>log(VTI/PO)</i>	8,50	8,54	-0,13	0,898
<i>log(IMP/VTI)</i>	5,88	5,86	0,04	0,97
<i>log(W/RLV)</i>	-2,25	-2,24	-0,12	0,904
<i>log(COI/VTI)</i>	3,19	3,11	0,22	0,823
<i>Peticionado exterior</i>	0,59	0,62	-0,17	0,869

Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Vizinhos 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

Elaboração dos autores.

Obs.: CNAE – Classificação Nacional de Atividades Econômicas.

TABELA A.4

**Coefficientes estimados na função de produção por CNAE de dois dígitos:
remuneração total**

Setor	Wooldridge ¹		Levinsohn e Petrin ²	
	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

Elaboração dos autores.

Notas: ¹ Wooldridge, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 2010.

² Levinsohn, J.; Petrin, A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The Review of Economic Studies*, v. 70, n. 2, p. 317-341, 2003.