

Lourenço, Lucas dos Santos; Silveira, Douglas Sad; Oliveira, Glauco Avelino Sampaio

**Working Paper**

## Medidas Antidumping e poder de mercado na América Latina

Texto para Discussão, No. 2651

**Provided in Cooperation with:**

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

*Suggested Citation:* Lourenço, Lucas dos Santos; Silveira, Douglas Sad; Oliveira, Glauco Avelino Sampaio (2021) : Medidas Antidumping e poder de mercado na América Latina, Texto para Discussão, No. 2651, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td2651>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/240845>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2651

**MEDIDAS ANTIDUMPING E PODER DE  
MERCADO NA AMÉRICA LATINA**

**Lucas dos Santos Lourenço  
Douglas Sad Silveira  
Glauco Avelino Sampaio Oliveira**





## MEDIDAS ANTIDUMPING E PODER DE MERCADO NA AMÉRICA LATINA<sup>1</sup>

Lucas dos Santos Lourenço<sup>2</sup>  
Douglas Sad Silveira<sup>3</sup>  
Glauco Avelino Sampaio Oliveira<sup>4</sup>

---

1. Ao longo do desenvolvimento deste *Texto para Discussão*, a troca de ideias com diversos profissionais foi crucial para o amadurecimento da pesquisa. Assim, agradecemos aos colegas do Ipea Cauan Cardoso, Fernando Ribeiro, Gerlane Andrade, Ivan Oliveira, José Eduardo Brandão, assim como demais membros da Diretoria de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais (Dinte) pelo fomento à pesquisa e pelas contribuições ao longo do curso do trabalho; a toda a equipe da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) e da Organização das Nações Unidas (ONU) envolvida com a iniciativa do Programa Executivo de Cooperação entre a Cepal e o Ipea em Políticas Públicas para o Desenvolvimento Econômico, Social e Ambiental do Brasil e da América Latina; a Alexandre Messa, César Mattos, Felipe Tavares e demais membros da Secretaria de Advocacia da Concorrência e Competitividade e da Secretaria Especial de Produtividade, Emprego e Competitividade do Ministério da Economia pelas valiosas contribuições oferecidas na apresentação do dia 11 de março de 2020; aos amigos de departamento do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora (PPGE/UFJF) – Admir Betarelli, André Suriane, Claudio Vasconcelos, Fernando Perobelli, Filipe Vianna, Igor Procópio, Ísis Lira, Joyce Silva, Rafael Fraga e Silvinha Vasconcelos – pelas contribuições pertinentes e pelo apoio técnico no levantamento e na manipulação dos dados; à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), à Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (Fapemig) e à UFJF pelo indispensável apoio institucional.

2. Candidato ao doutorado no Departamento de Economia da UFJF. *E-mail*: <lucas.lourenco@economia.ufjf.br>.

3. Pesquisador pós-doutor no Departamento de Economia na Universidade de Alberta, Canadá. *E-mail*: <dsilveir@ualberta.ca>.

4. Especialista em políticas públicas e gestão governamental na Dinte/Ipea. *E-mail*: <glauco.oliveira@ipea.gov.br>.

**Governo Federal**

**Ministério da Economia**

**Ministro** Paulo Guedes

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

**Presidente**

Carlos von Doellinger

**Diretor de Desenvolvimento Institucional**

Manoel Rodrigues Junior

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia**

Flávia de Holanda Schmidt

**Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas**

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais**

Nilo Luiz Saccaro Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação e Infraestrutura**

André Tortato Rauen

**Diretora de Estudos e Políticas Sociais**

Lenita Maria Turchi

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais**

Ivan Tiago Machado Oliveira

**Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação**

André Reis Diniz

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

## Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2021

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais. I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

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.

JEL: C33; D22; D43; F12; F13.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2651>

# SUMÁRIO

---

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO .....	7
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	10
3 AD E AS ECONOMIAS EMERGENTES.....	16
4 AD NA AMÉRICA LATINA: <i>BACKGROUND</i> HISTÓRICO E INSTITUCIONAL .....	20
5 METODOLOGIA E DADOS.....	24
6 RESULTADOS.....	32
7 CONCLUSÃO .....	45
REFERÊNCIAS .....	46
APÊNDICE A – MANIPULAÇÃO DOS DADOS .....	54
APÊNDICE B .....	60
APÊNDICE C – TENDÊNCIA TEMPORAL DA MARGEM PREÇO-CUSTO ( <i>PRICE-COST MARGIN</i> – PCM).....	61
APÊNDICE D – ROBUSTEZ .....	63



## SINOPSE

O objetivo deste texto é fornecer evidências dos efeitos adversos da imposição de medidas *antidumping* (AD) sobre a competitividade de diversos setores de atividade econômica. Para mapear o comportamento estratégico das firmas, bem como a evolução do poder de mercado, o modelo empírico consiste em estimar o índice de Lerner como uma medida de *mark-up*. Para tal, utilizamos a base da Orbis, com informações em âmbito de firma entre 2006 e 2014, em que as indústrias tenham logrado proteção AD em seu favor e outras tenham suas exportações punidas em mercados estrangeiros. Em média, os resultados sugerem uma relação positiva entre a imposição de barreiras AD e o aumento do poder de mercado. Essa evolução do *mark-up* se revela especialmente maior para as economias da América Latina em comparação com os demais países emergentes e outras economias ao redor do mundo. Além disso, o efeito sobre o poder de mercado é maior no longo prazo e, dependendo da especificação do conjunto de países, nulo no curto prazo.

**Palavras-chave:** *antidumping*; índice de Lerner; competitividade; poder de mercado.

## ABSTRACT

This text aims to provide evidence regarding the adverse effects of anti-dumping measures on the competitive market strategies in different sectors of economic activity. To map firms' strategic behaviour, as well as the evolution of their market power, our empirical model consists of estimating the Lerner index as a mark-up measure. To reach our goal, we use the Orbis database, with firm-level data between 2006 and 2014. Such measures are generated considering a time window in which industries achieved antidumping protection and had their exports punished in foreign markets. On average, our results suggest a positive relationship between anti-dumping barriers and the increase in firms' market power. This pattern proves to be especially greater for Latin America when compared to other emerging economies. Moreover, the effects on market power are more substantial in the long run and, depending on the specification of the country set, null in the short run.

**Keywords:** antidumping; Lerner's index; market competition; market power.





## 1 INTRODUÇÃO

Ao longo dos últimos 25 anos, diversos países emergentes passaram a intensivamente adotar políticas *antidumping* (AD), os quais são definidos como “novos usuários”, em contraponto aos “usuários tradicionais”, representados pelas principais economias desenvolvidas. De fato, desde o fim da Rodada Urugui (1986-1994), tal grupo de países – com o protagonismo de Argentina, Brasil, China, Índia e Turquia – nunca representou menos que metade da atividade AD global (Prusa, 2001; Vandenbussche e Zanardi, 2008). Naturalmente, a participação crescente desses novos *players* instigou uma onda de trabalhos em economia internacional, tendo como objetivo entender a atuação e as repercussões econômicas do sucessivo volume de aprovações de medidas AD nos emergentes desde o final da década de 1990. Em especial, encontra-se o recente padrão de proteção comercial Sul-Sul, em que economias emergentes levantam medidas AD contra outras. Este trabalho se insere nessa literatura e procura, a partir de dados globais desagregados por indústrias entre 2006 e 2014, entender se a adoção de medidas AD tem efeito sobre a dinâmica do poder de mercado dos setores domésticos e estrangeiros em países emergentes e, mais especificamente, nos latino-americanos. Nossos resultados mostram uma relação positiva entre o poder de mercado de setores petionários e a imposição de barreiras AD. Entre outros desdobramentos, especialmente no que diz respeito às economias emergentes, essa relação abre uma avenida para avaliações mais criteriosas dos setores que se valem da legislação AD com o propósito de adotar estratégias anticoncorrenciais e, assim, obter benefícios ilegais (Veugelers e Vandenbussche, 1999).

Medidas AD foram criadas com o objetivo de punir a prática desleal de preços por parte de firmas estrangeiras. Tal prática é passível de ser combatida pela legislação de proteção comercial se estiver infringindo dano à(s) empresa(s) doméstica(s). Assim, se uma indústria doméstica acredita que está sendo prejudicada por importações demasiadamente baratas, basta que preencha uma petição junto à agência governamental reguladora e, após aceita, uma minuciosa investigação será conduzida. Dessa forma, se aplicada, é esperado que a medida AD neutralize o *dumping* e abra espaço para que a firma doméstica recupere o dano sofrido. No entanto, uma parte da literatura tem investigado a possibilidade da existência de diversos outros efeitos, diretos e indiretos, decorrentes da imposição de medidas. Particularmente, tem crescido o esforço de pesquisa para entender os efeitos do AD em firmas e setores específicos,

em especial com a oferta cada vez mais ampla de dados nivelem âmbito de firma e indústria. De modo geral, tal literatura se preocupa com dois efeitos principais do AD: i) sobre a produtividade das firmas, domésticas e estrangeiras, e a realocação de recursos produtivos resultante de ganhos/perdas de produtividade;<sup>1</sup> e ii) sobre a concorrência e a competitividade, dado que, na teoria e na prática, tem mostrado que *mark-ups*, o poder de mercado e o comportamento estratégico das firmas podem sofrer mutações quando diante da existência, ameaça ou imposição de AD.<sup>2</sup>

Há aparentemente um consenso de que a simples existência de legislação AD afeta ambos os comportamentos estratégicos de firmas domésticas e estrangeiras. Assim, há contextos em que a firma doméstica se beneficia e a exportadora se prejudica, em que ambas se beneficiam (como no caso da colusão, a que voltaremos em breve) e em que ambas podem sair lesadas (Hartigan, 2000). Qual desses resultados prevalece tem sido objeto de amplo esforço acadêmico ao longo das últimas três décadas.

No âmbito dos efeitos do AD sobre a competitividade dos mercados, tem se argumentado que a implementação das medidas tem funcionado como uma ferramenta de política industrial para proteger produtores domésticos. Tal utilização do AD seria conveniente a partir do momento em que o multilateralismo propulsionado pelo Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (General Agreement on Tariffs and Trade – Gatt) e pela Organização Mundial do Comércio (OMC), desde os anos 1970 e 1980, dificultou a utilização de medidas convencionais de proteção, como tarifas e quotas, e fez com que os países passassem a procurar formas alternativas de proteção (Nieberding, 1999; Rovegno, 2013). Se de fato tais políticas são utilizadas com propósito protecionista, é de se esperar que tenham impactos disruptivos sobre a concorrência doméstica, levando firmas e setores específicos a se beneficiarem da imposição de medidas (Blonigen e Prusa, 2016). No longo prazo, a possibilidade de as tarifas AD serem renovadas traz um grau de inércia competitiva aos setores, dado que firmas menos produtivas poderiam ganhar poder de mercado, não possibilitando a realocação de recursos em direção a atividades mais produtivas (por exemplo, o comportamento de *rent seeking*). Nesse contexto, uma série de estudos procurou correlacionar a imposição de tarifas AD com

---

1. Konings e Vandenbussche (2008), Pierce (2011), Chandra e Long (2013) e Lu, Tao e Zhang (2013).

2. Prusa (1992; 1994), Staiger e Wolak (1992), Nieberding (1999), Hartigan (2000), Konings e Vandenbussche (2005) e Rovegno (2013).

ganhos de poder de mercado das firmas (Nieberding, 1999; Tybout, 2003; Konings e Vandenbussche, 2005; Pierce Jr., 2011; Rovegno, 2013).

Além das dinâmicas do poder de mercado e da concorrência relacionadas às restrições impostas à competição externa, tem sido crescente a interseção entre as áreas de economia internacional e teoria dos jogos, originando estudos que argumentam a possibilidade de firmas domésticas utilizarem a legislação AD para ameaçar as estrangeiras a fim de nutrir um acordo colusivo entre ambas.<sup>3</sup> Dessa maneira, a presença de legislação AD relaciona-se com o formato de um jogo e seu aprofundamento ajuda a decifrar comportamentos pró e anticompetitivos. Em grande parte dessa literatura, assume-se que a retirada da petição AD sem o firmamento de um acordo conduzido pelo governo é um indício de que as firmas entraram em contato de maneira extraoficial e firmaram acordos tácitos de preço e quantidade (Prusa, 1992; Veugelers e Vandenbussche, 1999; Taylor, 2004; Zanardi, 2004; Rutkowski, 2007; Reynolds, 2013; Staiger e Wolak, 1994). Em termos de evidências, as anedóticas possuem mais força que as empíricas, o que deixa espaço em aberto para novas investigações.

Este texto, a partir de dados em âmbito de firma, constrói medidas agregadas de margem preço-custo (*price-cost margin* – PCM) baseadas no índice de Lerner para cerca de 13 mil indústrias ao redor do mundo. Tais medidas são geradas com o intuito de estudar seus comportamentos em nível setorial ao longo de uma janela de tempo em que certas indústrias tenham logrado proteção AD em seu favor. O estudo pretende colaborar para o preenchimento de uma lacuna na literatura, por tratar de uma ferramenta de proteção comercial geradora de polêmicas e debates em torno de eficiência e competitividade e por abordar países emergentes,<sup>4</sup> que até então são objeto de estudos esparsos, dada a dificuldade com a obtenção de dados.

Na próxima seção, apresentaremos uma revisão de literatura com os trabalhos mais importantes e pertinentes ao atual tema. Na seção 3, encontram-se estatísticas descritivas, enquanto a quarta seção descreve brevemente o contexto do AD dentro do

3. Na verdade, o acordo colusivo pode ser formado também somente entre firmas domésticas. O primeiro caso, porém, é estudado mais frequentemente.

4. Utilizamos o termo emergentes de forma genérica, dado que consideramos nessa nomenclatura muitas economias que são, na verdade, subdesenvolvidas. De forma similar, ao nos referirmos às economias latino-americanas, estamos incluindo também as caribenhas.

arcabouço das políticas comerciais na América Latina. A quinta seção traz as técnicas empíricas e uma descrição pormenorizada dos dados. Os resultados são apresentados e interpretados na seção 6 e o trabalho é concluído com discussões na seção 7.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Diferentemente da maior parte do século XX, hoje uma expressiva porção dos países possui uma legislação bem-definida de AD, com critérios e procedimentos constantemente debatidos no âmbito Gatt-OMC. O que confere caráter especial ao AD na caixa de ferramentas de política comercial que se dispõe no mundo contemporâneo é que, diferentemente dos demais instrumentos de proteção, o AD é legal sob as regras da OMC, que proveem exceção ao princípio de nação mais favorecida (*most-favored-nation* – MFN), ou seja, medidas AD podem ser levantadas bilateralmente (Blonigen e Prusa, 2016). Sua popularidade pode ser ilustrada pelo fato de que, à época do trabalho de Prusa (2005), o emprego de medidas AD superava todas as outras formas de proteção contingencial somadas.

O AD atrai atenção acadêmica de inúmeras áreas – da economia internacional à análise econômica do direito – por diversas razões e seria exaustivo expô-las aqui. Todavia, um ponto de partida interessante que permeia a maior parte das discussões acadêmicas e práticas em torno do tema se dá no fato de que o AD pode ser facilmente utilizado como mecanismo de proteção comercial deliberada. O trecho de Blonigen e Prusa (2016, p. 107-159, tradução nossa) ilustra bem o ponto: “O AD não tem que ver com manter o comércio ‘justo’, (...) é simplesmente outra ferramenta para melhorar a posição concorrencial do peticionante contra as outras empresas”. Assim sendo, o AD, ao invés de combater temporariamente práticas “injustas” de preços, tem servido como eficiente substituto das tarifas, dado que essas têm sido neutralizadas ao longo das últimas décadas. Portanto, é dito que o AD cria substanciais impedimentos ao comércio, atrito entre parceiros comerciais e distorções em termos de estrutura de mercado, competitividade e produtividade (Wruuck, 2015).

Internamente, o uso do AD levanta algumas polêmicas. Como sua implementação se dá por um processo administrativo rápido, que não requer ação dos organismos executivos e legislativos, muitos acreditam que o AD sofre facilmente de pressões políticas

(*lobby*). Mais que isso, o processo de investigação AD concede lugar de fala somente às empresas peticionárias, deixando os consumidores finais – que potencialmente comprarão mais caro – de fora das discussões.

De especial interesse nesta seção é a relação entre AD, estrutura e poder de mercado. O AD tem sido, há algum tempo, associado a um raciocínio estratégico por pesquisadores e em discussões públicas. Dado que, como vimos, ele não está puramente associado ao combate de preços injustos, passa a ser interessante entender sob quais condições sua utilização é estrategicamente ótima – seja em âmbito de firma, setor ou país. Nesse sentido, uma vasta literatura procura entender por que e em quais condições um exportador pratica *dumping* e de que forma e em qual intensidade os países e firmas importadores respondem com o AD. Daí surgem diversas questões estratégicas relacionadas ao papel das ameaças críveis de retaliação, de acordos estratégicos tácitos, de litígio; à importância do parceiro comercial em termos relativos; e à importância do setor para as relações bilaterais (Prusa e Skeath, 2002; 2004; Blonigen e Bown, 2003; Bown, 2005; Feinberg e Reynolds 2006; Busch, Raciborski e Reinhardt, 2009; Busch, Reinhardt e Shaffer, 2008).

Primeiramente, trataremos especificamente daqueles trabalhos que estudaram o efeito do AD sobre o poder de mercado, para a seguir comentar a relação do poder de mercado com acordos tácitos (colusivos). Nieberding (1999) utiliza uma versão empírica do índice de Lerner para mostrar que as empresas norte-americanas que recebem proteção aumentam seu poder de mercado doméstico, enquanto aquelas cuja petição tenha sido rejeitada experimentam uma diminuição no poder de mercado. A evidência é menos clara para peticionários que retirarem sua petição AD antes de sua resolução final. Konings e Vandenbussche (2005) testaram se a proteção AD afetava o poder de mercado de 4 mil produtores da União Europeia. Ao estimarem o poder de mercado antes e após o preenchimento de uma petição, os autores concluíram que a proteção AD tem impactos positivos significativos nos *mark-ups* domésticos, exceto nos casos em que o desvio das importações é forte.<sup>5</sup> Além disso, um grupo de controle randomizado não protegido por AD não logrou o mesmo ganho de *mark-up* no período estudado.

5. “Desvio das importações” refere-se à situação em que, após a imposição da medida AD, o fluxo de importados do país-alvo cai, porém este é substituído por importações originárias de parceiros não afetados pelo AD. A literatura AD em geral encontra suporte para a hipótese de desvio das importações (Konings, Vandenbussche e Springael, 2001; Niels, 2003; Vandenbussche e Zanardi, 2008; Khatibi, 2009).

Tybout (2003), utilizando dados de 375 indústrias, das quais 176 estiveram envolvidas em medidas AD,<sup>6</sup> construiu uma medida de proteção AD ponderada pelo *share* das importações diretamente afetado por essas medidas. Dessa forma, é possível considerar a importância do país-alvo na importação daquele bem, assim como a relevância do produto afetado. A análise empírica encontrou evidência positiva das tarifas AD sobre a PCM no período anterior à Rodada Uruguai, porém tal evidência não se sustentou no período subsequente – pós-1995. Pierce Jr. (2011) estudou o impacto das medidas sobre os produtores norte-americanos utilizando técnicas de diferenças em diferenças e dados do censo industrial. O autor mostrou que os *mark-ups* aumentam com a taxa de proteção, porém não encontrou efeito médio estatisticamente significativo da mera presença do AD.

Rovegno (2013) foi mais um dos estudos que investigaram o efeito do AD sobre a PCM. Cobrindo um período de 26 anos e empregando dados de indústrias norte-americanas, a autora proveu evidências de um efeito positivo do AD e medidas compensatórias sobre a PCM setorial no período pré-1995. Em sua análise, houve controles para potenciais problemas de endogeneidade por meio de variáveis instrumentais e *propensity score matching*. Em linha com parte da literatura, é argumentado que – nos períodos em que não houve evidência de efeito positivo – o desvio de comércio pode estar exercendo um papel relevante. Além disso, parte dos ganhos a serem incorridos por firmas domésticas pode estar sendo capturada por fornecedores, que aumentam o preço de seus insumos ao perceberem que o setor comprador será beneficiado por medidas de proteção comercial. Um último mecanismo abordado consiste na possibilidade de firmas estrangeiras “pularem” a barreira constituída pelo AD, de forma a levarem sua produção ao país importador via investimento externo direto (IED).

Em um contexto mais específico de interação estratégica, o ganho conjunto de poder de mercado entre firmas aponta para comportamentos do tipo colusivo. Ao longo dos últimos trinta anos, evidências anedóticas têm sido coletadas sugerindo que firmas domésticas podem utilizar a proteção AD para dar início a esquemas cartelizados que manterão os preços domésticos altos. Pierce Jr. (1999) documenta um caso notório em que três produtos norte-americanos da indústria do ferro silício criaram um cartel

---

6. Medidas compensatórias e salvaguardas são frequentemente incorporadas nos trabalhos citados nesta seção. É de se observar, no entanto, que elas possuem relevância pequena em relação ao AD.

no mercado doméstico no começo dos anos 1990. Quando o mercado americano começou a ser inundado por importações baratas oriundas da Ásia e da América do Sul, os produtores-membros do cartel levantaram petições AD, para que o nível de preço do cartel pudesse se manter. Pouco após os produtores americanos terem sido contemplados com a proteção AD, foi oferecida aos produtores brasileiros uma chance de participar do cartel, que seria rejeitada. Entre 1995 e 1999, o Departamento de Justiça dos Estados Unidos investigou a prática e forneceu subsídios para que, em 1999, a Comissão de Comércio Internacional dos Estados Unidos rescindisse o AD.

O exemplo da indústria americana de ferro silício junto com uma crescente onda de casos AD retirados desde o fim dos anos 1980 (Prusa, 1992) levou acadêmicos a discutirem a concepção de que a simples presença da legislação AD poderia alterar os resultados de mercado. A ideia é que a companhia doméstica utilizaria o AD como ameaça à firma estrangeira, de forma a tentar induzi-la a fazer parte de um acordo anticompetitivo. A ameaça é crível porque, se o acordo não for alcançado, a investigação continua e tarifas podem ser levantadas em caso de a autoridade determinar a ocorrência de *dumping* (Zanardi, 2004).

Nesse sentido, Prusa (1992) argumenta que a retirada de um pedido de investigação AD não é evidência de que o objetivo da indústria doméstica tenha falhado. Na verdade, espera-se que o pedido seja retirado somente após a firma já ter alcançado algum tipo de acordo extraoficial com a competidora estrangeira. Antes de uma tarifação AD ser levantada, o órgão governamental doméstico deve, junto às petionárias, oferecer acordos na forma de cometimento de preços (*price undertaking*) ou restrições quantitativas.<sup>7</sup> No entanto, tais acordos são voluntários e podem ser estabelecidos com ou sem anuência da entidade governamental reguladora.

Alguns trabalhos investigaram a relação entre retiradas de pedidos de investigação AD por parte da petionária e a possibilidade de acordos colusivos. Ainda nos primórdios dessa discussão, Messerlin (1990) proveu algumas evidências descritivas suportando a hipótese de colusão dentro da indústria química europeia entre 1980 e 1987. Prusa (1992), Veugelers e Vandenbussche (1999) e Zanardi (2004) apresentam

---

7. Art. 8º do Gatt.



modelos teóricos de comportamento estratégico em contexto de AD.<sup>8</sup> O modelo de barganha estilizado de Prusa (1992) se tornou padrão na literatura de AD. O autor utiliza o conceito de solução de barganha de Nash para encontrar um equilíbrio único e conclui que a habilidade de evitar a punição do *dumping* e cooperar em acordos de preços é estritamente preferível à decisão esperada do órgão regulador. A pretensão em alcançar um acordo é maior quando as firmas não precisam da aprovação da entidade governamental para chegar a tal acordo.

O modelo de Veugelers e Vandebussche (1999) parte do pressuposto da existência de um cartel na economia doméstica sem interação com firmas estrangeiras. No passo seguinte, analisa como a legislação AD provê incentivos para que firmas domésticas e estrangeiras decidam ou não operar em uma estrutura de cartel. Os resultados sugerem que medidas AD podem ser tanto pró-competitivas quanto anticompetitivas, dependendo dos objetivos em termos de bem-estar do governo, das assimetrias de custo entre as firmas e da diferenciação de produtos. Finalmente, Zanardi (2004) apresentou um modelo em que a escolha ótima entre retirar uma petição ou esperar pelo fim da investigação depende dos custos de coordenação e do poder de barganha das firmas envolvidas. Combinações específicas desses fatores acionam a possibilidade de retirada seguida de acordo.

Nieberding (1999) demonstrou que retiradas de pedidos por parte de indústrias norte-americanas não aumentaram nem diminuíram o poder de mercado, calculado por meio do índice de Lerner. Staiger e Wolak (1994), Taylor (2004) e Rutkowski (2007) utilizam uma identificação alternativa, partindo da ideia de que decréscimo no volume de importação acompanhado de acréscimo nos preços é sinal de colusão. Enquanto os dois primeiros não encontraram suporte empírico para a relação entre retirada de pedidos AD, decréscimo na quantidade importada e aumento do preço, o último deles encontrou evidência de impacto colusivo em ambos os preços e quantidades.

Reynolds (2013) estuda se a dinâmica da PCM da indústria norte-americana de semicondutores possui quebras estruturais após o início de uma investigação AD. A autora não encontra suporte para a ideia de que o levantamento de uma petição

---

8. Anderson (1992) e Staiger e Wolak (1989) trazem outros modelos teóricos interessantes de interação entre firmas no contexto de leis AD.

aumenta a probabilidade de colusão. Evidências de ganho de poder de mercado por parte de companhias domésticas após a imposição da proteção também não são encontradas. Tal hipótese será também testada no atual trabalho.

Para finalizar a seção, comentaremos brevemente os avanços da literatura em termos de economias emergentes. Como ressaltado, o interesse nesse grupo de países tem sido crescente, uma vez que sua participação se expandiu virtuosamente desde a Rodada Uruguai. Quando se trata de países emergentes, um foco natural é a China, dado que, conforme Bown (2013) e Blonigen e Prusa (2016) apontam, no período 1995-2013, o país foi o principal alvo de medidas AD, superando o segundo, terceiro, quarto e quinto principais alvos somados.<sup>9</sup> A ascendente tendência de punições sobre produtos chineses se deu em especial após a entrada dessa economia na OMC em 2001. Zhang (2017) estudou o impacto de medidas AD levantadas a partir de países latino-americanos contra indústrias chinesas. Por meio de técnicas de diferenças em diferenças, encontra um efeito negativo substancial dessas medidas nas exportações chinesas com destino à América Latina, em especial na sua chamada margem intensiva (isto é, no volume exportado por exportador). Em termos de margem extensiva (ou seja, número de exportadores), não foi identificado um efeito substancial, porém foi identificada a saída de firmas pouco produtivas após a imposição do AD. As medidas levantadas por México e Brasil foram aquelas que tiveram maior impacto sobre as exportações chinesas, tanto na margem intensiva quanto na extensiva.

Lu, Tao e Zhang (2013) também aplicaram diferenças em diferenças para estimar o efeito do AD sobre as exportações-alvo – no caso, as exportações chinesas para os Estados Unidos. De forma semelhante a Zhang (2017), há um forte efeito negativo sobre o volume de exportados associado à imposição de tarifas AD, e firmas menos produtivas tendem a deixar o mercado exportador. Já Zhang (2018) investigou a relação entre o levantamento de medidas AD e conexões políticas na China, em que essas são definidas por meio da identificação de companhias estatais ou administradas pelo governo central ou provincial. Os resultados apontam que as firmas estatais, as

---

9. Foram 719 casos AD levantados contra exportadores chineses, em comparação a somente 639 levantados contra Coreia do Sul, Taiwan, Estados Unidos e Japão.

administradas pelo governo central/provincial, as de baixa produtividade e as de grande porte têm maior probabilidade de serem petionárias de AD.<sup>10</sup>

O Brasil, por ser o principal usuário de AD na América Latina e um dos principais do mundo, também atrai atenção de pesquisadores. Vasconcelos e Firme (2011) analisaram a efetividade do AD brasileiro em termos tanto da influência de fatores macroeconômicos no número de abertura de casos quanto dos efeitos das variáveis macroeconômicas e do tamanho da indústria petionária sobre a probabilidade de aplicação do AD. Os resultados mostraram que variáveis macroeconômicas não têm efeito sobre a atividade AD no país. Almeida e Messa (2017) mostraram que o único efeito significativo das medidas AD no Brasil tem sido o aumento nos preços das importações.<sup>11</sup>

### 3 AD E AS ECONOMIAS EMERGENTES

O trabalho se inicia apontando o recente paradigma na atividade global do AD, em que economias emergentes têm sido importantes *players*, tanto como petionárias quanto como países-alvo. De 2000 a 2015,<sup>12</sup> identificamos 3.788 casos e 71 países petionários de AD na Global Antidumping Database (GAD). Desses, 2.623 (69%) foram levantados por economias emergentes, mostrando o ímpeto dos “novos usuários” no cenário AD do século XXI. A tabela 1 descreve os principais usuários emergentes, em que a frequência de casos se refere a todas as petições levantadas, e não somente às que resultaram em aplicação de medida.<sup>13</sup> Nota-se também que a América Latina respondeu por cerca de um terço dos casos, mesmo representando aproximadamente 17,5% do comércio internacional desse grupo de países no período.<sup>14</sup>

---

10. A gama de trabalhos envolvendo o AD e a economia chinesa é extensa. Destacamos: Bown e Crowley (2010), Meng, Milner e Song (2016), Osang e Warren (2019) e Felbermayr e Sandkamp (2020).

11. Sobre o AD no Brasil, ver também Oliveira (2012; 2014) e Firme e Vasconcelos (2012; 2016). Para demais economias latino-americanas, checar Finger e Nogués (2005).

12. Limitamos nossas estatísticas descritivas ao período 2000-2015. Essa é a fase em que as economias emergentes passaram a ser ativas no AD. Além disso, nossa janela de estimações se restringe ao período 2006-2014.

13. Por simplicidade, a métrica utilizada é a contagem de casos. Para métricas mais elaboradas sobre a participação dos países como usuários de AD, ver Bown (2011a; 2011b) e a exposição didática em Blonigen e Prusa (2016).

14. Disponível em: <<https://comtrade.un.org/>>.

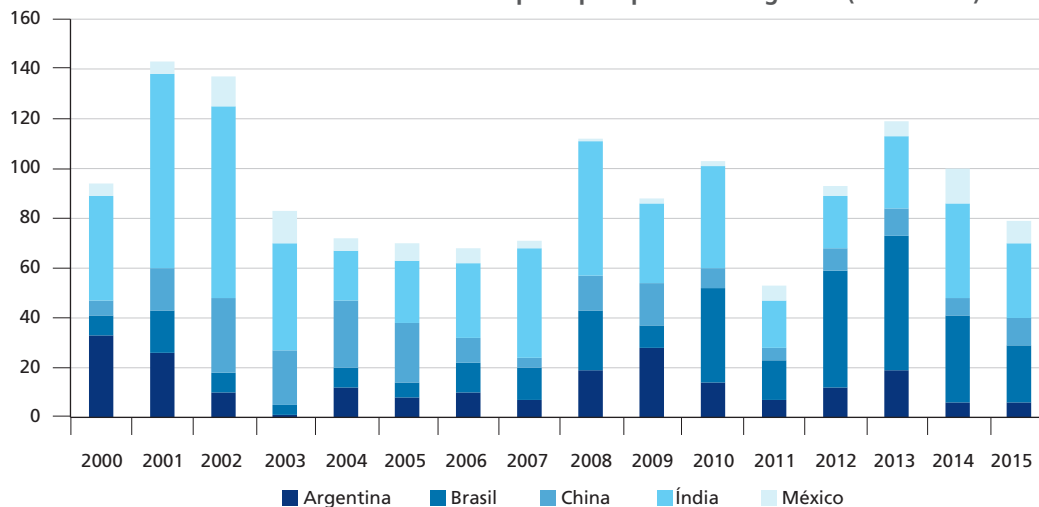
**TABELA 1  
AD e países emergentes (2000-2015)**

País	Número de casos abertos	%	País	Número de casos abertos	%
Índia	623	23,75	Paquistão	94	3,58
Brasil	322	12,28	Malásia	68	2,59
China	222	8,46	Colômbia	65	2,48
Argentina	220	8,39	Tailândia	64	2,44
Turquia	195	7,43	Peru	63	2,40
México	131	4,99	Egito	58	2,21
Indonésia	100	3,81	Rússia	53	2,02
África do Sul	99	3,77	Outros	112	4,27
Coreia do Sul	97	3,70	América Latina	860	32,79

Fonte: Bown (2010).  
Elaboração dos autores.

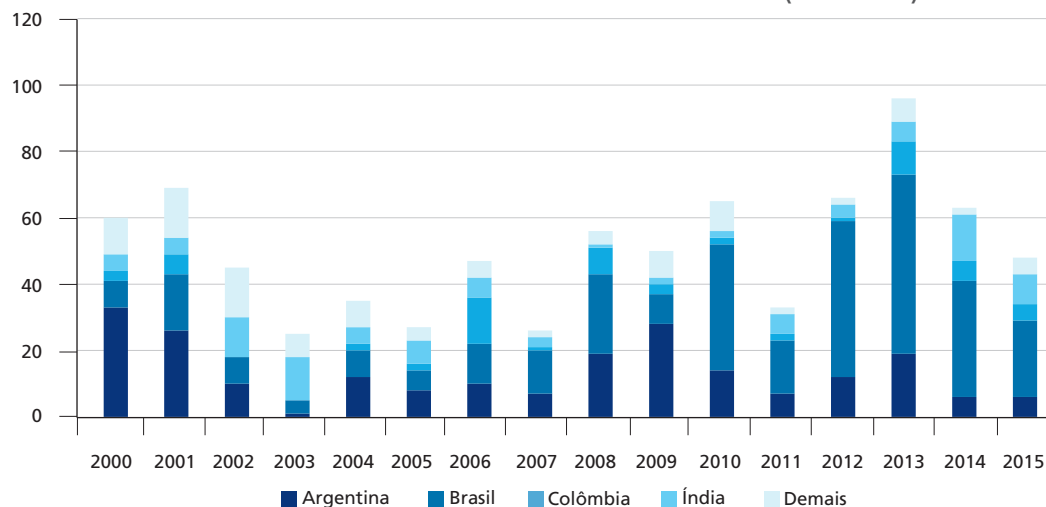
Nos gráficos 1 e 2, decomposemos a atuação dos principais atores emergentes e latino-americanos ao longo do tempo. No primeiro gráfico, nota-se uma alteração considerável na atividade dos países ao longo dos dezesseis anos, em especial com o Brasil ganhando espaço em detrimento de China e Índia. Somente em 2012 e 2013, foram 101 medidas AD levantadas pelo Brasil, a mesma quantidade levantada pelo México ao longo de todo o período. Já a economia indiana apresentou 359 casos nos primeiros oito anos contra somente 264 nos últimos oito. No gráfico 2, também fica clara a participação de Brasil e Argentina no conjunto das economias latino-americanas. Quando confrontado com os cinco principais países emergentes, o AD latino-americano, como mostrado nos gráficos, ganhou proeminência no período: na região, os casos cresceram em média 10% ao ano, enquanto nos outros dois países emergentes (China e Índia) cresceram 3,6%. Nossa análise está em linha com Firme e Vasconcelos (2013), indicando que o Brasil caminha na contramão da maioria dos membros da OMC e, entre 1995 e 2012, foi o único grande usuário de AD com uma tendência de abertura de novos casos positiva e significativa.

GRÁFICO 1  
Número de casos AD levantados – cinco principais países emergentes (2000-2015)



Fonte: Bown (2010).  
Elaboração dos autores.

GRÁFICO 2  
Número de casos AD levantados – economias latino-americanas (2000-2015)



Fonte: Bown (2010).  
Elaboração dos autores.

Obs.: Os demais países compreendem Chile, Costa Rica, Equador, Guatemala, Honduras, Jamaica, Paraguai, Peru, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela.

Analisando o padrão bilateral de AD no período, nota-se, pela tabela 2, a forte participação da China como país-alvo e da Índia como país aplicador de medida AD. Nos casos em que a América Latina é a investigadora do *dumping*, vê-se que as

quatro principais relações bilaterais envolvem a China e que uma delas envolve duas economias da região – Argentina *versus* Brasil, com 33 petições abertas no período. De fato, pelo painel B, constata-se que a relação entre Brasil e Argentina é a que mais produz investigações entre pares de países latino-americanos.<sup>15</sup> Além disso, o Brasil abriu mais casos contra os Estados Unidos que o México, mesmo as importações americanas para o México representando 53% do total importado, contra somente 16% no caso brasileiro.<sup>16</sup> Isso é uma indicação tanto da proeminência do Brasil quanto de uma possível subutilização de medidas AD a partir da cooperação entre México e Estados Unidos no âmbito do Acordo de Livre Comércio da América do Norte (North American Free Trade Agreement – Nafta).

TABELA 2  
AD bilateral

Emergentes			América Latina		
Peticionário	Investigado	Número de casos abertos	Peticionário	Investigado	Número de casos abertos
Painel A: países emergentes e latino-americanos como petionários					
Índia	China	154	Brasil	China	83
Brasil	China	83	Argentina	China	70
Turquia	China	81	México	China	50
Argentina	China	70	Colômbia	China	41
Índia	União Europeia	51	Argentina	Brasil	33
México	China	50	Brasil	Estados Unidos	30
Índia	Taiwan	49	México	Estados Unidos	23
Índia	Coreia do Sul	44	Brasil	Coreia do Sul	22
Painel B: países emergentes e latino-americanos como investigados					
Índia	China	154	Argentina	Brasil	33
Estados Unidos	China	116	Estados Unidos	México	18
União Europeia	China	93	Brasil	Argentina	11
Brasil	China	83	Chile	Argentina	11
Turquia	China	81	Brasil	México	10
Argentina	China	70	Estados Unidos	Brasil	10
México	China	50	Peru	Chile	8
Índia	Taiwan	49	Argentina	Chile	7

Fonte: GAD.  
Elaboração dos autores.

15. Como ficará claro na próxima seção, o Mercado Comum do Sul (Mercosul) não possui nenhum dispositivo legal que elimine o AD intrabloc. Diferentemente da União Europeia, no Mercosul, um país-membro pode impor tarifas AD sobre as importações de outro membro.

16. Disponível em: <<https://comtrade.un.org/>>.

Finalmente, a tabela 3 expõe as principais linhas de produtos a dois dígitos do Sistema Harmonizado (SH) a serem investigadas, tanto em âmbito global quanto em termos de países emergentes e latino-americanos. Como destacado em Blonigen e Prusa (2016), a indústria metalúrgica é o principal alvo de petições no mundo, com aproximadamente 26% dos casos (códigos SH 72 e 73). Observa-se também que a classificação de bens com maior número de casos provenientes da América Latina é a referente ao plástico e suas obras, com destaque para os tubos de policloreto de vinila (*polyvinyl chloride* – PVC). Em comparação com os demais países, produtos químicos orgânicos não são alvos relevantes na América Latina, porém possuem importância no AD global.

TABELA 3  
Medidas AD por produtos (2000-2015)

SH 2	Descrição	Mundo			Emergentes			América Latina		
		Posição relativa <sup>1</sup>	Número	% <sup>2</sup>	Posição relativa <sup>1</sup>	Número	% <sup>2</sup>	Posição relativa <sup>1</sup>	Número	% <sup>2</sup>
72	Ferro e aço	(1)	599	15,71	(2)	321	12,70	(2)	103	11,87
29	Produtos químicos orgânicos	(2)	469	12,30	(1)	392	15,51	(5)	43	4,95
73	Obras de ferro e aço	(3)	381	9,99	(4)	138	5,46	(3)	67	7,72
39	Plásticos e suas obras	(4)	363	9,52	(3)	275	10,88	(1)	120	13,82
28	Produtos químicos inorgânicos	(5)	175	4,59	(5)	117	4,63	(18)	11	1,27
85	Máquinas, aparelhos, materiais elétricos	(6)	159	4,17	(8)	106	4,19	(8)	32	3,69
48	Papel, cartão e suas obras	(7)	149	3,91	(7)	109	4,31	(10)	28	3,23
84	Máquinas, aparelhos e instrumentos mecânicos	(8)	126	3,31	(10)	87	3,44	(6)	39	4,49
40	Borracha e suas obras	(9)	116	3,04	(6)	109	4,31	(4)	51	5,88
54	Filamentos sintéticos ou artificiais	(10)	105	2,75	(9)	95	3,76	(12)	25	2,88
70	Vidro e suas obras	(11)	93	2,44	(12)	72	2,85	(9)	31	3,57
55	Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas	(12)	82	2,15	(11)	75	2,97	(7)	34	3,92

Fonte: Bown (2010).

Notas: <sup>1</sup> Isto é, (1) representa a linha de produto com maior relevância para aquele bloco de países. Destacamos a principal em cada bloco.

<sup>2</sup> A porcentagem foi calculada dividindo-se o número de casos associados a cada segmento do SH a dois dígitos pelo número total de casos.

Obs.: Ao todo, 77 linhas de produtos a dois dígitos foram investigadas no período. Representamos somente as doze principais.

## 4 AD NA AMÉRICA LATINA: *BACKGROUND* HISTÓRICO E INSTITUCIONAL

Nesta seção, apresenta-se brevemente como funcionou a construção de uma legislação AD em algumas das principais economias latino-americanas. Finger e Nogués (2005) e Zhang (2017) já oferecem um guia histórico-institucional interessante sobre o tema,

de forma que somente o complementaremos e destacaremos os pontos que merecem maior atenção.

A criação e o fortalecimento de legislações de AD e salvaguardas na América Latina foram processos semelhantes, em termos temporais e institucionais. Pelo menos nos principais casos, a institucionalização do AD se deu principalmente entre 1987 e 1995, período em que as economias invariavelmente passaram por processos de liberalização. Nesse processo, as altas barreiras tarifárias e não tarifárias – que eram regra na chamada fase de industrialização por substituição de importações – começaram a ser reduzidas e o AD ganhou espaço, justamente em um período em que a OMC se esforçou para padronizar seu uso, em especial na Rodada Uruguai. Nos parágrafos seguintes, comentaremos brevemente os casos de Argentina, Brasil, Colômbia e México.

No começo dos anos 1990, a Argentina passava por uma série de reformas liberalizantes, comuns naquele período em diversas economias emergentes. Somada à importância da competição de bens importados para a estabilização do nível de preços em um período de alta inflação, se fez necessária uma melhor e mais moderna regulamentação de AD e salvaguardas. Nesse sentido, criou-se a Comisión Nacional de Comercio Exterior (CNCE), uma agência independente que executaria a legislação AD de forma técnica e transparente e atuaria junto à Subsecretaría de Gestión Comercial Externa, responsável pela política comercial à época. Apesar da liberalização econômica e da criação de uma agência de cunho técnico, os anos 1990 viram uma disparada no número de petições AD levantadas, bem como na proporção delas com aprovação de dano. Segundo Nogués e Baracat (2005), tanto a recessão econômica quanto a apreciação da moeda causaram esse movimento. Tais fatores tornaram as indústrias domésticas mais propensas a sofrerem dano de importações baratas. A partir de 2002, com a desvalorização da moeda e a recuperação do nível de atividade, o forte volume de petições dos anos 1990 cessou, como pode ser visto no gráfico 2.

De forma similar à Argentina, a Colômbia passou por um processo de liberalização no começo dos anos 1990 que exigiu o desenvolvimento de instrumentos legais para lidar com a competição externa, que era até então neutralizada por meio de políticas protecionistas. Como resultado das reformas introduzidas em 1991, o Instituto Colombiano de Comercio Exterior (Incomex) se tornou responsável pela investigação de práticas desleais de comércio. Segundo Reina e Zuluaga (2005), a experiência recente



da Colômbia na aplicação de salvaguardas e AD difere das tendências internacionais. Por um lado, o número de investigações conduzidas pela Colômbia é substancialmente menor que o registrado na maioria dos países de médio e grande porte. Por outro lado, embora haja uma tendência mundial para o uso mais frequente de AD que de salvaguardas, na Colômbia não se observa tal padrão – entre 1990 e 2004, 37 medidas AD e 34 investigações de salvaguardas foram levantadas. Segundo Reina e Zuluaga (2005), o baixo número relativo de casos AD no país se dá pelo relativo desconhecimento do setor privado em relação à existência dos instrumentos, bem como pela estabilidade e pela solidez demonstradas pelos arranjos institucionais no tocante às investigações e ao processo de tomada de decisão, ainda que não sejam agências independentes dentro da estrutura do governo.

Seguindo o padrão já mencionado, o AD no Brasil passou a ser amplamente utilizado após a liberalização do comércio, dado que, antes de 1989, as altas medidas tarifárias e não tarifárias prevaleciam. Até 1990, a Carteira de Comércio Exterior (Cacex) do Banco do Brasil era a agência mais importante de implementação e fiscalização de práticas relacionadas ao comércio exterior. Entre 1990 e 1993, os ministérios de Economia e Finanças, Planejamento e Indústria, Comércio e Turismo possuíam secretarias, departamentos e coordenações ligados à condução do comércio exterior,<sup>17</sup> o que despertou conflitos de poder quanto à delimitação da jurisdição de cada órgão. Somente em 1995, com a criação da Secretaria Executiva da Câmara de Comércio Exterior (Camex), é que se regularizou um órgão específico para lidar com as investigações AD e de salvaguardas – o Departamento de Defesa Comercial (Decom), ligado ao então Ministério da Indústria e Comércio Exterior, posteriormente denominado de MDIC. Kume e Piani (2005) criticam a troca dos órgãos responsáveis pelo AD no Brasil, do Ministério da Economia e Finanças para o MDIC, uma vez que o último está mais próximo de setores industriais, o que poderia enviesar ainda mais o processo. Não muito diferente do caso argentino, os eventos ao longo da década de 1990 revelam que a busca por maior proteção via medidas AD está relacionada tanto ao processo de liberalização comercial quanto à sobrevalorização da moeda, que permaneceu pareada ao dólar durante a segunda metade dos anos 1990 (Kume e Piani, 2005).

---

17. Departamento de Comércio Exterior (Decex) e suas coordenações Técnica de Tarifas (CTT) e Técnica de Intercâmbio Comercial (CTIC); Secretaria de Comércio Exterior (Secex) e seus departamentos Técnico de Tarifa (DTT) e Técnico de Intercâmbio Comercial (DTIC) eram os responsáveis à época.

No México, a criação de instituições relacionadas a mecanismos de proteção contingencial serviu para apoiar o novo modelo econômico de abertura comercial. As autoridades competentes estavam plenamente conscientes dos abusos protecionistas frequentemente cometidos por instituições desse tipo em outros países e foram determinadas a não criar um subterfúgio para o protecionismo. A aplicação de instrumentos de AD e de salvaguarda no México foi inicialmente no âmbito de áreas administrativas do governo com outras responsabilidades: as primeiras investigações foram conduzidas pela Dirección General de Comercio, sob a Secretaría de Comercio y Fomento Industrial (Secofi). O desenvolvimento de uma legislação competente se deu no mesmo período de negociações para a entrada do México no Nafta. Nesse contexto, México e Canadá eram favoráveis à extinção do AD entre os países do acordo, o que foi veementemente rejeitado pelos Estados Unidos. Eventualmente, o núcleo da negociação trilateral sobre práticas comerciais internacionais desleais ficou sendo a incorporação de um sistema de painéis binacionais envolvidos na revisão das determinações finais sobre medidas AD feitas pelas autoridades competentes em cada país (De la Torre e González, 2005).

De acordo com Zhang (2017), os procedimentos AD são similares em Argentina, Brasil, Colômbia e México. O processo sempre se inicia quando uma firma (ou uma associação de firmas) peticiona contra a prática de *dumping* de um dado país. Então, a agência pertinente de defesa comercial do país decide se começa a investigação dentro de 20 (Colômbia), 30 (Brasil), 30 a 70 (México) ou 45 dias (Argentina). Se a petição AD for aceita, uma decisão preliminar deve ser dada dentro de 65 (Colômbia), 130 (Brasil e México) ou 200 dias (Argentina). Se a decisão for negativa, a investigação é terminada. Se for positiva, os importadores terão de pagar uma tarifa preliminar antes de a decisão final ser tomada. Esta, por sua vez, precisa ser tomada de doze a dezoito meses após a petição inicial.

Para finalizar, um adendo quanto ao funcionamento do AD dentro do Mercosul faz-se necessário. Atualmente, é permitido o uso de medidas AD entre países-membros do bloco (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai), apesar de isso ser alvo de críticas e não estar exatamente em acordo com as práticas da OMC. Em 1996, o Conselho do Mercado Comum (CMC) estabeleceu que as investigações AD seguiriam as legislações nacionais até o final de 2000, prazo a partir do qual as autoridades nacionais deveriam ter se pronunciado sobre a regulação das práticas no âmbito do Mercosul, em

especial no sentido de se eliminar gradualmente a aplicação de medidas AD e direitos compensatórios no comércio intrazona. Em 2002, o que se sucedeu, no entanto, foi a adoção, por parte do Mercosul, do Acordo Antidumping da Rodada Uruguai (AARU) para a aplicação das medidas AD no comércio intrabloco. Naidin e Bertoni (2008) e Melo Filho (2013) aprofundam a discussão e proveem argumentos em prol da ideia de o AD intrabloco ser um retrocesso em termos de integração regional.

## 5 METODOLOGIA E DADOS

A abordagem utilizada para estimar o poder de mercado é apresentada na subseção 5.1. Em sequência, na subseção 5.2, discutimos aspectos relevantes na formulação do modelo empírico. Para controlar a influência de fatores específicos de cada setor no grau de poder de mercado, bem como a chance de recebimento de proteção AD, a subseção 5.3 discute o viés de seleção do grupo de tratamento. Por fim, a subseção 5.4 descreve a base de dados.

### 5.1 Estimativa do índice de Lerner pela PCM

Existem muitas maneiras alternativas de estimar os *mark-ups* (Tybout, 2001). Qualquer escolha entre eles provavelmente envolverá *trade-offs*. Um tipo de abordagem tradicionalmente empregado para estimar *mark-ups* para setores de atividade industrial é a abordagem estrutural introduzida por Bresnahan (1989). Mas isso requer informações sobre preços e quantidades unitárias para estimar as elasticidades da demanda do setor em consideração, que nem sempre estão disponíveis. Conscientes disso, pretendemos estimar o impacto da aplicação de medidas AD no poder de mercado das empresas pelo índice de Lerner.

De acordo com Elzinga e Mills (2011), devido à dificuldade em observar preços e custos marginais – e assumindo que os custos associados com a mão de obra e com o insumo são lineares na função de produção das firmas –, o índice de Lerner oferece uma medida de poder de mercado utilizando a PCM, de acordo com a expressão a seguir:

$$\frac{P_{it} - C_{it}}{P_{it}} = \frac{\mu - 1}{\mu} = \frac{1}{|\epsilon_d|} \quad (1)$$

Em que  $\epsilon_d$  é a elasticidade-preço da demanda. Assim, temos:

$$PCM_{it} = \frac{P_{it}Q_{it} - C_{it}Q_{it}}{P_{it}Q_{it}} = \frac{P_{it} - C_{it}}{P_{it}} \quad (2)$$

O que é equivalente à seguinte relação:

$$PCM_{it} = \frac{P_{it}Q_{it} - P_{Mit}M_{it} - W_{it}L_{it}}{P_{it}Q_{it}} \quad (3)$$

Sendo  $P_{it}Q_{it}$  a receita total da firma que atua no setor  $i$  no instante de tempo  $t$ . Os custos totais são dados por  $C_{it}Q_{it}$  e são equivalentes às despesas totais com insumos ( $P_{Mit}M_{it}$ ) e mão de obra ( $W_{it}L_{it}$ ). Rovegno (2013) argumenta que a principal vantagem da PCM é o fato de essa medida ser diretamente observável e, portanto, permitir variações temporais e entre os setores avaliados. A maior preocupação com a PCM diz respeito à não separação dos efeitos advindos da produtividade sobre o *mark-up*. Dessa forma, para melhor interpretar os resultados, é fundamental ter uma ideia de como a produtividade pode ser afetada diante da imposição de tarifas AD. Conforme discutido por Pierce Jr. (2011), *a priori*, os efeitos da proteção contingencial sobre a produtividade se revelam bastante ambíguos.

Por um lado, existe uma vasta literatura<sup>18</sup> teórica e empírica indicando que, em média, há um efeito positivo significativo da liberalização comercial sobre a produtividade. Por essa razão, seria esperado que a restrição das importações decorrentes da imposição de medidas AD traria um impacto adverso na produtividade. Por outro lado, Miyagiwa e Ohno (1995) partem de um modelo teórico para concluir que a política comercial/tarifária acelera a adoção de novas tecnologias por parte das firmas, o que leva a ganhos de produtividade.

De fato, Konings e Vandenbussche (2008), baseando-se na média das receitas das firmas, apresentam evidências de que a produtividade melhora moderadamente sob a proteção AD. No entanto, os autores também enfatizam que esse aumento é

18. Contribuições teóricas incluem modelos sobre comércio internacional com firmas heterogêneas, como discutido por Melitz (2003) e Bernard *et al.* (2003). A literatura empírica inclui Pavnik (2002) e Bernard, Jensen e Schott (2006). Estudos mais recentes se dedicam a este efeito em firmas multiproduto (Bernard, Redding e Schott, 2010).

impulsionado por empresas de baixa produtividade – e que, agindo assim, são capazes de reduzir esse *gap* de produtividade –, enquanto as de alta produtividade sofrem perdas de produtividade. Para o caso dos Estados Unidos, Pierce Jr. (2011) constata que a produtividade baseada em receita das firmas protegidas aumenta com a imposição de medidas AD. Numa outra perspectiva, considerando uma amostra de empresas em que observam as quantidades demandadas, há evidências de que a produtividade física diminui. Em vista desses resultados, é seguro presumir que aumentos potenciais na PCM média da indústria sob proteção de AD refletirão, em maior medida, alterações nos *mark-ups*, em vez de produtividade.

## 5.2 Modelo empírico

Seguindo Tybout (2001), Konings e Vandenbussche (2005), Rovegno (2013) e Zhang (2017), especificamos o nosso modelo empírico da seguinte maneira:

$$PCM_{it} = a_1 PCM_{(it-1)} + \dots + \beta AD_{it} + \delta X_{it} + a_i + a_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Conforme descrito na subseção anterior,  $PCM_{it}$  é a chamada PCM da indústria  $i$  no ano  $t$ , enquanto  $AD_{it}$  indica os períodos, a partir de  $t$ , em que o setor  $i$  foi beneficiado por medidas AD. A matriz  $X_{it}$  é um grupo de variáveis de controle. Por sua vez, o termo  $a_i$  representa o efeito fixo do setor  $i$  sobre a variável  $PCM_{it}$ ;  $a_t$  é o efeito temporal controlado por um conjunto de variáveis *dummy* para cada ano. O termo de erro é dado por  $\varepsilon_{it}$ . Com a inclusão de efeitos fixos da indústria e *dummies* temporais, a equação (4) pode ser interpretada como uma especificação de um modelo diferença em diferença com dados em painel, em que os setores não protegidos por medidas AD nos servem como contrafactuais.

Parte-se, então, das contribuições de Hansen (2007), Athey, Imbens e Wager (2018) e Mora e Reggio (2019) sobre procedimentos de inferência estatística, atribuindo maior foco às situações em que a divisão entre o grupo de tratamento e o de controle ocorre em diferentes instantes de tempo. Assim, obtemos os efeitos médios do tratamento em um ambiente com dados em painel a partir de um modelo diferenças em diferenças generalizado, conforme discutido por Hansen (2007). O autor propôs um estimador de mínimos quadrados generalizados (MQGs) para explorar correlações em diferentes intervalos de tempo e examinar o provável viés que resulta da não

exogeneidade estrita. Para o caso aqui avaliado, isso é essencial, especialmente pelo fato de a imposição de tarifas AD serem acionadas em diferentes instantes de tempo. Além disso, para efeitos de avaliação e elaboração de políticas comerciais adequadas, é preciso entender como as medidas AD estão relacionadas com o desempenho ao longo do tempo das firmas pertencentes aos setores avaliados.

### 5.3 Viés de seleção do tratamento

Antes de estimarmos o modelo especificado em (4), é importante a consideração de que a proteção AD dificilmente é exógena, isto é, fatores específicos de cada companhia e conseqüentemente de cada setor influenciam tanto o grau de poder de mercado quanto a chance de recebimento de proteção AD. Especificamente, no caso de efeitos de tratamento, a endogeneidade se manifesta por meio do chamado viés de seleção amostral. A tradicional literatura de modelos de seleção amostral trazida à tona pelos trabalhos pioneiros de Heckman (1976; 1978; 1979) propõe que se modele o processo de atribuição do tratamento considerando que o indicador binário de tratamento é endógeno, ou seja, depende do próprio vetor de regressores. A ideia geral é que as unidades observáveis na amostra possuem características idiossincráticas que são boas preditoras da probabilidade de pertencimento ao grupo de tratamento. Isso é particularmente importante em políticas públicas, dado que a participação de unidades em determinados programas raramente segue um processo de seleção puramente aleatório. Assim, a estimação de efeitos de tratamento – *average treatment effect* (ATE) e *average treatment effect on treated* (ATT) – deve considerar a seleção endógena de tratados, em especial quando ela é inevitável, que é o caso em estudos observacionais (não randomizados), ou as estimações baseadas em modelos de mínimos quadrados ordinários (MQOs) simples incorrerão em vieses.

Conforme apontado em Rovegno (2013), o sinal do viés de seleção de tratamento relacionado ao AD é ambíguo. Em um primeiro cenário, um setor que vem sofrendo forte concorrência externa e perdendo *market shares* pode se ver em uma tendência declinante da PCM e, com isso, ter maior probabilidade de peticionar contra as importações baratas. Se esse for o caso, a estimação em (4) estaria subestimando o efeito do AD na PCM. Em outro cenário, no entanto, produtores em setores mais concentrados e bem-organizados talvez tenham maior facilidade em coordenar um *lobby* em favor da aceitação de uma medida AD. Esses setores podem ter uma PCM alta já antes do início de um processo. Nesses cenários, se a PCM for ascendente (descendente)

ao longo do tempo, é provável que as estimações superestimem (subestimem) o efeito das medidas AD.

No caso da atuação de companhias em investigações de AD, é particularmente importante entender se as características individuais da própria firma, do setor ao qual pertence e, em um quadro mais amplo, do país e bloco econômico em que está localizada estão relacionadas com o fato de serem petionárias de AD. Uma parte da literatura investiga se a obtenção de proteção comercial baseada em AD está relacionada a firmas mais ou menos produtivas ou mais ou menos organizadas em termos sindicais e corporativos (Konings e Vandenbussche, 2008; Pierce Jr., 2011; Zhang, 2018). Apesar de a aplicação das medidas seguir, em tese, um processo econômico-jurídico técnico e transparente, parece haver importância de laços políticos permeando o processo de investigação. Além disso, se o AD for de fato utilizado como medida deliberada de proteção, setores considerados mais importantes para o governo, por determinado critério, estão mais propensos à proteção. Nesses casos, a seleção de companhias e setores a serem beneficiados por medidas AD não é aleatória.

Dada essa discussão, procurou-se, em um primeiro estágio, estimar a probabilidade de setores a quatro dígitos da nomenclatura das atividades econômicas da União Europeia (*nomenclature statistique des activités économiques – Nace*) que receberam a proteção. Para isso, adotou-se um modelo *logit* binário, em que a variável dependente discreta adota valor 0 para setores não tratados e 1 caso contrário. Tal modelo pertence à classe de modelos de resposta binária (Wooldridge, 2010):

$$P(y = 1|x) = G(x\beta) p(x) \tag{5}$$

Em que  $x$  e  $\beta$  são, respectivamente, vetores de covariáveis e coeficientes e  $G(\cdot)$  é uma função que assume valores no intervalo unitário:  $0 < G(z) < 1$ . Na maior parte das aplicações, o objetivo primário é determinar os efeitos de cada  $x_j$  na probabilidade de resposta  $P(y = 1|x)$ . O modelo *logit* é um caso especial da equação (5), em que:

$$G(z) \equiv \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v)dv \tag{6}$$

A função (5) – não linear nos parâmetros – tem a razão  $P(y = 1/x)$  transformada pela função logística, de forma que ela se torna um modelo linear generalizado (McCullagh e Nelder, 1989) e o logaritmo natural da razão de probabilidades se torna linear em  $x$ :

$$\log_e \left( \frac{P}{1 - P} \right) = x\beta \quad (7)$$

Para a escolha das variáveis que comporão o vetor  $x$ , seguimos a literatura. Primeiramente, notam-se 57 países cujas atividades AD estão reportadas na GAD (Bown, 2010): isso compreende aproximadamente 35% dos membros da OMC. Ademais, aproximadamente 60% da atividade AD reportada desde os anos 1980 na base consolidada teve como petionários Estados Unidos, União Europeia, Índia, Austrália e Brasil. Assim, um primeiro preditor intuitivamente simples da probabilidade de participação de dada indústria se dá pelo *share* de seu país no AD global. Quanto mais atuante é um país na utilização do AD, maior a probabilidade de uma indústria vir a peticionar, em especial, devido ao processo de aprendizagem sobre o uso do AD, que ajuda a consolidar a legislação e torna a própria ferramenta mais conhecida entre as empresas. Para o cálculo da participação de cada país nas atividades globais de AD, utilizamos dois métodos. No primeiro deles, considera-se mais de uma contagem por caso toda vez que mais de um código do SH é investigado nesse caso. No segundo deles, os casos são contados apenas uma vez, não importando quantas linhas de códigos SH possuem. Ambos os métodos são utilizados na literatura (Bown, 2011a; 2011b). Quando se considera cada processo somente uma vez, Estados Unidos e Canadá perdem muita participação, o que indica que em geral cada investigação aberta por esses países tem como alvo diversas classificações de produto.

Para países-membros da União Europeia, o índice precisou ser modificado para incorporar a possibilidade de um setor, digamos, da Áustria, poder se beneficiar do AD levantado por qualquer firma do bloco econômico. O índice passa a ser o *share* individual do país acrescido do *share* da União Europeia ponderado pela participação do produto interno bruto (PIB) de tal país no PIB de todo o bloco. Para uma nação  $c$  pertencente à União Europeia, temos:



$$Share_c = \sum_{n=1}^N AD_{cn} / \sum_{\substack{c=1 \\ n=1}}^{C,N} AD_{cn} + \left( \frac{Y_c}{Y_{UE}} \cdot Share_{UE} \right) \quad (8)$$

$$Share_{UE} = \frac{\sum_{n=1}^{C,N} AD_{cn}^{UE}}{\sum_{n=1}^{C,N} AD_{cn}}$$

Em que  $AD$  é o número de casos AD,  $n$  é um setor do conjunto de  $N$  setores daquele país e  $Y$  é o PIB. Para os demais países não pertencentes à União Europeia, o cálculo segue o da segunda parte da equação (8).

A mesma lógica se aplica para a participação de setores via códigos Nace. De 342 classificações de indústrias a quatro dígitos, 193 delas – pouco mais da metade – estão associadas a algum caso AD e 149 nunca tiveram participação. Como reportado em Blonigen e Prusa (2016), a indústria de metais básicos (e demais artigos) é a protagonista da atividade de AD global utilizando códigos SH. O mesmo resultado é encontrado em nossa correspondência a códigos Nace: 58% dos casos aceitos no período 2000-2015 estão associados ao código 24 (manufatura de produtos metalúrgicos básicos). Formalmente, temos:

$$ADshare_n = \sum_{c=1}^C AD_{cn} / \sum_{\substack{c=1 \\ n=1}}^{C,N} AD_{cn} \quad (9)$$

Em que a variável  $n$  pode ser definida tanto a quatro quanto a três e dois dígitos.

Junto aos *shares* nacionais e setoriais, pode-se também incluir o índice de penetração das importações, que mede o quão aberto um país é às importações. Como economias mais abertas estão mais propensas à concorrência desleal, é provável que tenham maior probabilidade de peticionar por esse motivo. Economias mais fechadas, todavia, podem assim ser justamente por levantarem medidas de proteção tarifárias, não tarifárias e contingenciais. De fato, economias relativamente fechadas, como Estados Unidos e Brasil, são importantes usuárias, o que torna o sinal do índice de penetração das importações ambíguo. Formalmente, esse índice é dado por:

$$m_c = \frac{M_c}{Y_c} \quad (10)$$

Por último, construímos também uma medida de tamanho relativo do setor na economia, calculado pelo número de firmas naquela indústria sobre o número total de firmas daquela nação. Evidentemente, a variável não traz a informação completa, pois não pondera pelo tamanho da firma. No entanto, pode indicar setores mais ou menos oligopolizados. Ao que sabemos, mais uma vez o sinal é ambíguo: é possível que setores maiores em termos relativos tenham importância econômica, fazendo deles fortes petionários AD, porém setores relativamente pequenos podem indicar estruturas oligopolizadas, que possuam maior coordenação e poder de barganha.

#### 5.4 Dados

Para a estimação do efeito do AD sobre a PCM das indústrias, utilizamos como fonte de dados a Orbis – levantada pela belga Bureau van Dijk, uma empresa da Moody's Analytic Company –, que consiste em uma compilação de informações extraídas de relatórios contábeis de firmas de todo o mundo. A disponibilidade de bases consolidadas e abrangentes de dados contábeis em âmbito de firma tem permitido à moderna literatura de organização industrial estudar o comportamento de companhias e mercados sem que haja características de demanda dos mercados, uma vez que séries de preços setoriais desagregadas são reconhecidamente tidas como variáveis ausentes. A Orbis retém, *grosso modo*, informações de receita, custo, lucro, valor adicionado e valor de mercado das firmas, que estão identificadas por códigos Nace a quatro dígitos. A Bureau van Dijk reporta a existência de informações de até 300 milhões de firmas. A subamostra a que tivemos acesso possui 512 mil companhias pertencentes a 339 setores comercializáveis de 154 países entre 2006 e 2014, constituindo uma abrangência temporal e global considerável.

De igual importância são os dados oriundos do conhecido levantamento de Bown (2010), acessível via Banco Mundial. O relatório consiste em um compêndio de bases de dados contendo informações sobre as barreiras comerciais temporárias (*temporary trade barriers* – TTB). Uma de suas bases é a GAD, que reporta detalhes dos processos AD da década de 1980 a 2015. Primeiramente, cruzaram-se os dados entre GAD e Orbis com o intuito de identificar as firmas petionárias e investigadas de AD. No entanto, após essa filtragem, notou-se que, em âmbito de firma, seria difícil

estabelecer uma continuidade temporal nos dados das variáveis de interesse, devido a dados ausentes.<sup>19</sup>

Dada tal limitação, decidiu-se por trabalhar com dados agregados setorialmente. Assim, define-se um setor ou indústria como sendo um par do código Nace por país. Para a identificação da atividade AD em tais setores, utilizaram-se as tabelas de correspondências baseadas em informações de Kim e Feng (2016) e do portal Eurostat<sup>20</sup> Reference and Management of Nomenclatures (Ramon). Assim, na interpretação dos resultados, estamos assumindo que: i) a firma peticionária/investigada está sendo corretamente identificada pelos dados daquele setor Nace a quatro dígitos da Orbis; e ii) a proteção AD concedida sobre determinado bem tem efeitos de ganho de poder de mercado sobre todo o setor. A agregação setorial a quatro dígitos resultou em 13.049 setores de 154 países. Ao todo, são 5.281 indústrias em países emergentes e 1.042 na América Latina. Finalmente, para a construção dos índices de penetração das importações e dos *shares* de países europeus, utilizaram-se dados da Organização das Nações Unidas (ONU), apresentados no UNdata.<sup>21</sup> Ainda devido à frequência insatisfatória de dados, foi necessária a construção de algumas medidas de PCM baseadas na técnica de imputação, que consiste na observação da matriz de correlação dos dados para extrair as variáveis mais correlacionadas com as variáveis de custo necessárias para a estimação da PCM. Para substituir o dado ausente, utilizou-se a razão entre a variável ausente e a observável, controlando-se por país, ano e indústria. A medida de PCM usada nas estimações possui 32% de dados imputados. O apêndice A detalha os procedimentos.

## 6 RESULTADOS

Na tabela 4, indicamos os resultados de seis especificações de modelos *logit*. As três primeiras possuem somente as variáveis relacionadas à atividade do setor/país no AD – equações (8), (9) e (10) – o tamanho relativo do setor. As três seguintes incluem também o estoque de ativos físicos como covariável setor-específica. Em todos os modelos,

---

19. Para exemplificar, escolhemos 326 firmas peticionárias de AD em Argentina, Brasil, Colômbia e México. Selecionando as variáveis mais necessárias – receita e custo com insumos e trabalho –, essas firmas apresentam 65% de dados faltantes entre 2006 e 2014, com ampla descontinuidade temporal.

20. Gabinete de Estatísticas da União Europeia (Eurostat, 2008).

21. Disponível em: <<https://comtrade.un.org/pb/>>.

incluímos também a classificação dos países, que assume três estados: uma economia desenvolvida, em transição (antigas repúblicas soviéticas) ou emergente.

Os resultados demonstram significância para a maior parte das variáveis escolhidas. Conforme esperado, os *shares* setorial e nacional têm coeficientes positivos, ou seja, aumentam a probabilidade de tratamento. O sinal negativo da variável de tamanho relativo do setor aponta para o fato de que setores mais concentrados possuem maior probabilidade de seleção. Por sua vez, o índice de penetração das importações mostra que economias mais fechadas possuem maior probabilidade de levantar medidas AD. A classificação dos países não se mostrou significativa, em especial devido ao fato de haver um balanceamento razoável entre casos levantados por economias desenvolvidas e emergentes – 357 casos naquele grupo e 284 nesse. Finalmente, o estoque de capital físico mostrou-se significativo e positivo, indicando que indústrias intensivas em capital têm maior probabilidade de serem petionárias – o que é natural de se esperar, dada a forte atuação da indústria metalúrgica.<sup>22</sup>

De acordo com Allison (2012), na grande maioria das aplicações de regressão logística em contextos em que um ou mais preditores são contínuos, assimétricos e a relação entre as variáveis não é exclusivamente linear, as estatísticas de Pearson e Hosmer-Lemeshow acabam produzindo *p*-valores que podem ser imprecisos. Nota-se, pelo item (d) da tabela 4, que a especificação não seria a mais adequada, indicando que existem não linearidades e termos de interação que foram ignorados. Esse resultado não compromete o nosso propósito, que é o balanceamento adequado dos grupos de tratamento e controle, por meio da ponderação via *propensity score* (em português, escore de propensão).

No que se segue, os *propensity scores* calculados podem ser utilizados de diversas formas para se corrigir o problema de viés seleção (Guo e Fraser, 2014). Neste trabalho, os estimamos por três técnicas. O *benchmark* será a técnica de pesos amostrais, em que a probabilidade de sofrer tratamento é utilizada para calcular pesos a serem utilizados em um segundo estágio de regressões, no qual os efeitos de tratamento serão propriamente estimados. Adotaremos essa técnica como *benchmark*, dada a sua principal vantagem

22. O código Nace 2410 – com maior frequência de casos AD levantados na base – possui em média quase o dobro do capital físico dos demais setores (US\$ 298 mil *versus* US\$ 157 mil).

de não perder nenhuma unidade observável da base de dados. Para testes de robustez, usaremos também técnicas de *matching*, em que uma unidade tratada é associada a uma unidade de controle (ou várias) com base no grau de similaridade entre elas. Essa técnica, no entanto, dependendo de como for especificada, acarreta perda de observações.

TABELA 4  
Regressão logística – probabilidade de recebimento de AD

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(a) Especificação						
Nace <i>share</i>	2	3	4	2	3	4
Variável setor-específica <sup>1</sup>	-	-	-	Capital físico	Capital físico	Capital físico
(b) Coeficientes <sup>2</sup>						
<i>Share</i> setorial	1,478*** (5,72)	4,788*** (7,81)	4,231*** (6,73)	1,446*** (5,33)	5,001*** (7,35)	4,477*** (6,46)
<i>Share</i> nacional	6,003*** (8,61)	6,055*** (8,75)	6,035*** (8,73)	5,272*** (7,00)	5,399*** (7,21)	5,338*** (7,14)
Tamanho do setor	-0,0684** (-2,60)	-0,0907** (-3,17)	-0,0887** (-3,13)	-0,0570* (-2,13)	-0,0767* (-2,57)	-0,0769** (-2,61)
2. Classificação do país (países do antigo bloco soviético)	-0,341 (-1,59)	-0,352 (-1,63)	-0,345 (-1,60)	-0,221 (-1,01)	-0,241 (-1,10)	-0,230 (-1,05)
3. Classificação do país (países emergentes)	0,192 (1,84)	0,200 (1,91)	0,197 (1,89)	0,0771 (0,71)	0,0991 (0,91)	0,0912 (0,84)
Índice de penetração das importações	-1,882*** (-6,78)	-1,966*** (-6,96)	-1,947*** (-6,92)	-1,693*** (-6,13)	-1,802*** (-6,39)	-1,774*** (-6,32)
Capital físico	-	-	-	0,119*** (5,34)	0,109*** (4,82)	0,114*** (5,09)
Constante	-2,422*** (-17,89)	-2,331*** (-17,22)	-2,296*** (-16,99)	-3,940*** (-16,26)	-3,628*** (-14,75)	-3,662*** (-14,94)
(c) Diagnósticos						
Número de observações	13.019	13.019	13.019	11.697	11.697	11.697
Razão de verossimilhança	1.317,58	1.346,17	1.332,66	1.276,54	1.303,73	1.292,72
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,2501	0,2555	0,2529	0,2599	0,2654	0,2632
(d) Qualidade do ajuste						
Pearson	1.0232,42	1.0895,71	1.1464,32	1.0326,59	1.0243,83	1.0278,12
Hosmer-Lemeshow <sup>3</sup>	36,32	32,45	36,48	23,96	26,25	29,58

Elaboração dos autores.

Notas: <sup>1</sup> Testamos outras variáveis setor-específicas, como o número de empregados, o valor adicionado e o valor adicionado por trabalhador. Apesar de serem significativas, optamos por sua retirada, pois modelos sobre-especificados poderiam dificultar o balanceamento dos grupos.

<sup>2</sup> Testamos também uma variável categórica que identifica os setores que tiveram o pedido AD negado, afinal, se tal setor já foi petionário, mesmo que negado, sua probabilidade de em algum momento ser tratado é positiva. Apesar de significante, tal variável acarretou uma drástica piora dos diagnósticos.

<sup>3</sup> Mesmo com a dificuldade na especificação de uma forma funcional adequada, as estatísticas de Hosmer-Lemeshow apresentadas por esses seis modelos foram as menores que obtivemos entre as demais especificações.

Obs.: Níveis de significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

Utilizar os *propensity scores* como pesos amostrais consiste no cálculo da razão inversa da probabilidade de tratamento. Os pesos têm o propósito de equilibrar os dados entre os grupos de tratamento e controle. Hirano e Imbens (2001), Hirano, Imbens

e Ridder (2003) e McCaffrey, Ridgeway e Morral (2004) descrevem precisamente os passos práticos de tal metodologia. O cômputo dos pesos segue a seguinte expressão:

$$\omega(T, x) = \frac{T}{\hat{e}(x)} + \frac{1 - T}{1 - \hat{e}(x)} \quad (11)$$

Em que  $T$  é o indicador de tratamento e  $\hat{e}(\cdot)$  é o *propensity score* calculado para cada observação.

O painel (a) da tabela 5 demonstra algumas propriedades do balanceamento dos grupos sem e com ponderação. A primeira estatística é a razão de verossimilhança que testa pela significância conjunta de todos os regressores. É esperado que, após a ponderação, as variáveis explicativas não sejam mais conjuntamente significativas. Em todas as especificações, observa-se uma forte redução da razão, porém continua-se rejeitando a hipótese nula de não significância conjunta. Apesar disso, ao reestimarmos os modelos *logit* reportados na tabela 4, notamos que os coeficientes se tornam em parte não significativos. Nas duas linhas seguintes, vê-se também uma forte redução dos vieses da média e mediana. A quarta estatística é a diferença padronizada da média do índice linear dos *propensity scores*, a partir da qual observou-se também uma tendência de equalização, enquanto o último critério é a razão entre as variâncias dos *propensity scores* nos grupos. É recomendado que a diferença padronizada entre as médias seja menor que 25 e que a razão das variâncias esteja entre 0,5 e 2 (Rubin, 2001) – a ponderação com *propensity scores* satisfaz tais critérios. Nos painéis (b) e (c), estão reportadas estatísticas descritivas dos *propensity scores* entre os grupos de controle e tratamento. Nota-se que, como esperado, o grupo de tratamento possui o maior *score* médio. Além disso, os modelos (4) a (6), que incorporam o capital físico, atribuem, em média, pesos maiores.

TABELA 5  
*Propensity scores e pesos amostrais*

Modelo	Pesos	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>(a) Balanceamento</b>							
Razão de verossimilhança	Sem	4799,05	6137,41	5851,65	5025,54	6283,26	6054,41
	Com	9,25 <sup>1</sup>	33,08	14,34	21,36	44,76	22,96
Viés da média	Sem	32,3	34,1	33,4	35,9	37,4	36,8
	Com	2,11	3,3	2,3	3,5	4,7	3,8
Viés da mediana	Sem	25,7	31,3	29,2	29,7	40,8	36,6
	Com	1,4	0,7	0,61	3,7	1,8	3,7
Diferença entre as médias	Sem	89	94,8	92,7	96,1	99,1	97,7
	Com	5,51	10,4	6,9	8,6	12,4	8,9
Razão de variância	Sem	1,22	1,75	1,67	1,3	2,21	2,11
	Com	0,66	0,59	0,711	0,59	0,6	0,69
<b>(b) Propensity scores</b>							
Controle	Mínimo	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	Máximo	0,6360	0,7930	0,7553	0,7298	0,8420	0,8147
	Média	0,0484	0,0471	0,0473	0,0505	0,0488	0,0490
Tratamento	Mínimo	0,0019	0,0017	0,0018	0,0032	0,0024	0,0026
	Máximo	0,6359	0,9696	0,9625	0,7642	0,9808	0,9764
	Média	0,1042	0,1299	0,1257	0,1140	0,1443	0,1400
<b>(c) Pesos</b>							
Controle	Média	0,0549	0,0561	0,0555	0,0585	0,0597	0,0591
	Mínimo	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0000
	Máximo	1,7472	3,8307	3,0872	2,7008	5,3280	4,3976
Tratamento	Média						
	Mínimo	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
	Máximo						

Elaboração dos autores.

Nota: <sup>1</sup> É o melhor modelo de acordo com os critérios especificados na primeira coluna. O apêndice B mostra o balanceamento para cada variável.

## 6.1 Impacto do AD sobre a PCM

Antes de se expor os resultados das estimações da equação (4), a tabela 6 mostra a média de algumas variáveis-chave entre os períodos antes e após a imposição do AD. Para os três grupos de países, a medida de PCM utilizada<sup>23</sup> apresentou acréscimo médio ao longo do período no grupo de tratamento. No caso de economias emergentes e latino-americanas, é interessante notar que a PCM das indústrias protegidas era em média menor que a das não tratadas antes da imposição do AD, mas tornou-se maior

23. Utilizou-se a PCM (5) no intervalo [P1, 1] (tabela A.6 do apêndice A).

após. Para as demais variáveis, observa-se que o valor médio, tanto das unidades tratadas quanto das não tratadas, é maior no caso de setores na América Latina. Essa discrepância pode indicar algum problema de representatividade no banco, em especial porque a frequência de companhias computadas na Orbis é maior na Europa – assim, é mais provável que firmas pequenas e médias estejam sendo mais bem representadas nos países desenvolvidos. No cálculo dos *propensity scores*, tentamos controlar por esse fator, ainda que parcialmente, ao incluímos o capital físico nos modelos *logit*.

TABELA 6  
Estatísticas descritivas por grupos de países e tratamento

Variável	Mundo			Emergentes			América Latina		
	Controle	Tratado		Controle	Tratado		Controle	Tratado	
		Antes	Depois		Antes	Depois		Antes	Depois
PCM	0,302	0,314	0,346	0,314	0,257	0,350	0,408	0,309	0,424
Capital físico (US\$)	152.861	268.363	222.123	112.885	218.007	207.624	672.387	301.625	301.199
Valor adicionado (US\$)	110.996	157.640	196.991	142.971	127.061	137.609	245.951	200.621	136.239
Número de trabalhadores	1.225	2.433	2.646	2.373	3.203	4.282	4.534	3.933	3.449

Elaboração dos autores.

Obs.: Dólares norte-americanos deflacionados segundo a base Orbis.

Dadas as especificações de *logit* apresentadas, selecionamos os modelos (1) e (4) como *benchmark* e estimamos a equação (4) por efeitos fixos. No primeiro bloco de resultados, mostrado na tabela 7, propõem-se quatro especificações para cada ponderação do grupo de controle. Tais especificações variam de acordo com a inclusão do capital físico dos setores e de um identificador para as indústrias produtoras de metal e aço, que representam 12% da atividade AD global.<sup>24</sup> Os coeficientes que captam o efeito do tratamento foram significativos e, apesar da pequena magnitude, têm o limite inferior do intervalo de confiança acima de 0. Assim, tem-se que, nos períodos após a imposição de medidas AD, os 668 setores dos 52 países que alocamos no grupo de controle apresentam ganho de PCM na faixa de 0,04 a 0,055. Para um valor médio pré-tratamento da PCM de 0,233, o impacto é de aproximadamente 21,5%.

24. A média de participação dos demais setores é de 3%.



TABELA 7  
Mundo: impacto do AD sobre a PCM – modelo (1)

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Controle	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>
$\beta_{AD}$	0,0522*** (0,0157)	0,0539*** (0,0159)	0,0431*** (0,0154)	0,0476*** (0,0163)	0,0533*** (0,0156)	0,0547*** (0,0157)	0,0441*** (0,0156)	0,0485*** (0,0164)
$PCM_{t-1}$	0,3928*** (0,0343)	0,3856*** (0,0352)	0,3922*** (0,0345)	0,3852*** (0,0353)	0,3910*** (0,0325)	0,3832*** (0,0334)	0,3904*** (0,0326)	0,3828*** (0,0335)
Capital físico	-	-0,0834*** (0,0162)	-	-0,0832*** (0,0163)	-	-0,0896*** (0,0163)	-	-0,0892 (0,0164)
Indústria metalúrgica	-	-	0,0594*** (0,0131)	0,0407*** (0,0142)	-	-	0,0605*** (0,0132)	0,0405*** (0,0143)
Efeito fixo ao ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	60.375	60.268	60.397	60.268	60.375	60.268	60.375	60.268
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,6022	0,3601	0,6019	0,3608	0,6001	0,3371	0,5998	0,3377

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Modelos de diferenças em diferenças com o grupo de controle ponderado pelos *propensity scores* dos modelos *logit* (1) e (4).

2. O coeficiente da indústria metalúrgica consiste em um termo de interação entre a variável de tratamento e um indicador igual a 1 sempre que o setor pertencer ao código Nace 24.

3. Erros-padrão entre parênteses.

4. Níveis de significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

A seguir, fez-se o mesmo exercício controlando-se por economias emergentes, o que resultou em 284 indústrias de 24 países. Os resultados, reportados na tabela 8, mostram coeficientes consideravelmente maiores quando comparados ao AD global – indicando um acréscimo médio de 59% sobre a PCM média pré-tratamento. De fato, como observado no gráfico C.2 do apêndice C, os setores beneficiados por AD experimentam um forte incremento na PCM entre 2011 e 2013, o que pode estar influenciando tais resultados. Por um lado, pelo fato de o aumento não ser visível no grupo de controle, temos alguma garantia de que haja relação com os processos de AD. Por outro lado, é de se esperar que a magnitude esteja, em alguma medida, superestimada, em especial por não controlarmos por choques de produtividade. Além disso, demais covariáveis disponíveis nos dados não explicam os resultados aparentemente superestimados. Como foram construídas diferentes medidas de PCM baseadas em técnicas de imputação de dados, testou-se o modelo com as demais construções da PCM para checar se o resultado se mantém.

Utilizando-se a PCM original, a quantidade de observações cai de 58 mil para 40 mil e o efeito do AD é em média 0,097, 33% menor que os coeficientes da tabela 7. De qualquer forma, os resultados sugerem um incremento de 40% a 60% na PCM de indústrias emergentes.

TABELA 8  
Indústrias emergentes: impacto do AD sobre a PCM – modelo (2)

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Controle	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>
$\beta_{AD}$	0,1385*** (0,0273)	0,1601*** (0,0306)	0,1229*** (0,0303)	0,1499*** (0,0390)	0,1411*** (0,0277)	0,1632*** (0,0342)	0,1256*** (0,0307)	0,1536*** (0,0403)
$PCM_{t-1}$	0,3311*** (0,0280)	0,3187*** (0,0272)	0,3302*** (0,0279)	0,3181*** (0,0271)	0,3360*** (0,0239)	0,3227*** (0,0233)	0,3352*** (0,0238)	0,3222*** (0,0233)
Capital físico	-	-0,1163*** (0,0162)	-	-0,1161*** (0,0189)	-	-0,1244*** (0,0182)	-	-0,1243 (0,0183)
Indústria metalúrgica	-	-	0,0894** (0,0360)	0,0572 (0,0421)	-	-	0,0883** (0,0352)	0,0543 (0,0424)
Efeito fixo ao ano	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	58.191	58.064	58.191	58.064	58.169	58.064	58.169	58.064
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,5968	0,2116	0,5969	0,2115	0,5934	0,1971	0,5935	0,197

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Modelos de diferenças em diferenças com o grupo de controle ponderado pelos *propensity scores* dos modelos *logit* (1) e (4).

2. O coeficiente da indústria metalúrgica consiste em um termo de interação entre a variável de tratamento e um indicador igual a 1 sempre que o setor pertencer ao código Nace 24.

3. Erros-padrão entre parênteses.

4. Níveis de significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

Ao se controlar por países latino-americanos, trabalha-se com 102 indústrias de nove países.<sup>25</sup> Os resultados mostram-se ainda mais altos que no caso dos países emergentes. Para um valor médio da PCM de 0,309 antes da imposição do AD, a tabela 9 aponta para incrementos de cerca de 80%, o que está fora da dimensão dos resultados usualmente encontrados na literatura. No entanto, os resultados estão em conformidade com as análises descritiva e gráfica reportadas na tabela 6 e no gráfico C.3 do apêndice C, respectivamente: os setores latino-americanos que passaram por AD sofrem um crescimento médio vertiginoso da PCM após a imposição das medidas – o mesmo não ocorre com o grupo de controle.

TABELA 9  
América Latina: impacto do AD sobre a PCM – modelo (3)

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)
Controle	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 1</i>	<i>Logit 4</i>	<i>Logit 4</i>
$\beta_{AD}$	0,2270** (0,0876)	0,2626*** (0,0902)	0,2293** (0,0890)	0,2650*** (0,0923)
$PCM_{t-1}$	0,3817*** (0,0196)	0,3707*** (0,0204)	0,3755*** (0,0279)	0,3627*** (0,0212)
Capital físico	-	-0,0515*** (0,007)	-	-0,0586*** (0,0082)
Efeito fixo ao ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	54.678	54.559	54.659	54.559
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,6447	0,3158	0,6434	0,2645

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Modelos de diferenças em diferenças com o grupo de controle ponderado pelos *propensity scores* dos modelos *logit* (1) e (4).

2. O termo de interação captando a indústria metalúrgica foi omitido por multicolinearidade.

3. Erros-padrão entre parênteses.

4. Níveis de significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

25. Argentina, Brasil, Colômbia, Equador, Jamaica, México, Peru, Trinidad e Tobago e Uruguai.

Para identificar melhor o que acontece com a dinâmica da PCM após a imposição da medida de defesa comercial, construiu-se uma variável de tratamento alternativa, que considera uma janela de cinco anos na qual a proteção comercial acarretará ganhos de poder de mercado. Um motivo válido para fazermos isso decorre do fato de as medidas punitivas do AD durarem, em geral, cinco anos. É bem verdade que essas medidas podem ser renovadas, porém, por meio da base de Bown (2010), não identificamos essa informação de forma consistente nos países. Ainda assim, a tabela 10 reporta, de maneira condensada, os resultados do efeito de curto prazo do AD sobre os blocos global, emergente e latino-americano. Os resultados apontam para uma dissipação do efeito agregado no caso do modelo para as economias de todo o mundo e as emergentes. No entanto, um efeito considerável se mantém nos primeiros cinco anos no caso de economias latino-americanas.

TABELA 10

**Impacto do AD sobre a PCM – modelo (4) – janela de tempo de cinco anos**

Modelo	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Mundo	0,0207 (0,0132)	0,0246* (0,0134)	0,0141 (0,0124)	0,0196 (0,0126)	0,0204 (0,0126)	0,0246* (0,0134)	0,0136 (0,0124)	0,0195 (0,0126)
Emergentes	0,0272 (0,0228)	0,0363 (0,0258)	0,0121 (0,0189)	0,0224 (0,0231)	0,0261 (0,0228)	0,0358 (0,0262)	0,0108 (0,0186)	0,0218 (0,0233)
América Latina	0,1733** (0,0758)	0,1869** (0,0725)	-	-	0,1734** (0,0758)	0,1875** (0,0715)	-	-

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Modelos de diferenças em diferenças com o grupo de controle ponderado pelos *propensity scores* dos modelos *logit* (1) e (4).

2. O efeito do AD é considerado somente nos primeiros cinco anos após a imposição da medida.

3. Esta tabela foi resumida e os resultados completos nos moldes das tabelas 6, 7 e 8 podem ser obtidos com os autores.

4. Erros-padrão entre parênteses.

5. Níveis de significância: \*\*\* 1%; \*\* 5%; \* 10%.

## 6.2 Robustez

Por definição, a PCM calculada por meio da equação (3) pertence ao intervalo  $(-\infty, 1]$ . A Orbis, em âmbito de firma, possui duas características cruciais que merecem atenção e relacionam-se a esse intervalo. A primeira delas é causada essencialmente por grandes empresas/corporações, que possuem valores de receita, lucro, custo e capital exorbitantemente maiores que grande parte das firmas medianas, levando todas as distribuições a apresentar assimetria positiva (*right-tail skewness*). No caso das receitas operacionais, por exemplo, o valor máximo da amostra está numa ordem de grandeza 4 mil vezes acima da mediana (175 milhões *versus* 40 mil). O gráfico D.1 do apêndice D mostra os cem percentis da variável receita operacional e o valor médio de cada. Nos percentis mais centrais (de 10 a 90), o valor médio da receita cresce, em

média, 7,2% a cada percentil. No entanto, o último percentil (100) possui valor médio 300% maior que o penúltimo (99). Tal padrão se repete incessantemente nas demais variáveis da base.

A segunda característica tipicamente observada na Orbis é a presença de valores irrealisticamente baixos em diversas variáveis, sem que haja explicações razoáveis para sua presença, que se mantém mesmo após a agregação que transforma a Orbis de âmbito de firma para âmbito de indústria. Dadas essas características, a construção da PCM por meio da equação (3) leva a uma acumulação de valores nos extremos do intervalo citado. Assim, temos centenas de casos de PCMs altamente negativas, que indicariam uma estrutura de custos muito superior à receita de vendas. No outro extremo, há também algumas centenas de casos com PCMs muito próximas a 1, que apontariam para custos que representam uma fração desprezível da receita operacional. Acreditamos que tais casos são provavelmente irreais.

Nas estimações reportadas nas tabelas de 7 a 10, a variável dependente foi a PCM no intervalo  $[p1, 1]$ , isto é, sem o último percentil da distribuição. Para testes de robustez, permitimos que a PCM: i) varie somente no intervalo  $[-1, 1]$ ; e ii) varie entre o intervalo  $[p1, p99]$ , isto é, sem os valores dos últimos percentis à esquerda e à direita da distribuição. Estimamos todas as combinações possíveis considerando também os pesos amostrais dos modelos *logit* não utilizados na seção anterior – modelos (2), (3), (5) e (6). Por último, além do capital físico, o número de empregados e o valor adicionado também foram usados como variáveis de controle. Os resultados encontram-se na tabela D.1 do apêndice D e indicam alguma consistência com o que foi apresentado na seção anterior.

### 6.3 Fluxo internacional de comércio *versus* PCM: um exercício descritivo para o Brasil

A partir da identificação de ganhos de poder de mercado por meio da restrição à concorrência via medidas contingenciais de comércio, um aprofundamento interessante consiste em estudar em que proporção a dinâmica dos *mark-ups* é resultado de comportamentos cooperativos em termos de colusão internacional entre firmas e setores em diferentes mercados. Pelo fato de os episódios serem bastante específicos, não conseguiríamos utilizar técnicas econométricas a partir de dados agregados para identificar tais comportamentos. Particularmente, essa situação se agrava se focarmos

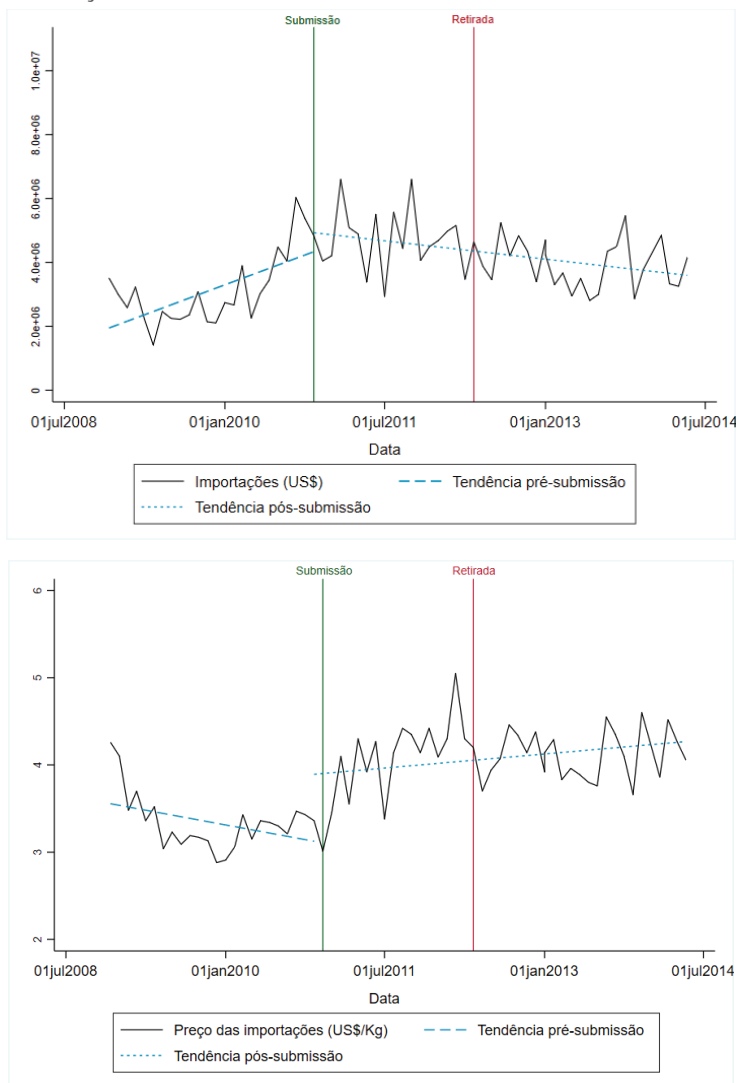
os casos retirados a pedido da peticionária, que são poucos. No âmbito da Orbis, identificar tais firmas e executar testes de poder de mercado ou produtividade tornou-se inviável. No entanto, apresentamos brevemente nesta subseção um exercício descritivo com os dados setoriais utilizados nas estimações.

Uma parte da literatura aponta para o fato de que decréscimos no volume de importados acrescidos de incrementos nos preços é um sinal de que firmas domésticas e estrangeiras estariam entrando em acordo colusivo (Taylor, 2004; Vasconcelos e Vasconcelos, 2005). A partir dessa constatação, avaliamos a tendência de volumes e preços de importação de quinze processos AD brasileiros retirados a pedido da peticionária, entre 2004 e 2014. O gráfico 3 mostra o histórico dessas variáveis para o caso particular das importações de acessórios de cozinha de aço inoxidável, cujos fluxos oriundos de China e Índia passaram a ser investigados em 2010, porém tiveram o pedido retirado em 2012. As tendências de volume e preço pré e pós-submissão da petição enquadram a terminação desse processo em um potencial caso de acordo tácito anticompetitivo.

A partir do código do SH (732393), identificaram-se os setores Nace dos três países envolvidos na Orbis (Nace 2751 e Nace 2752). Esse foi um dos raros casos em que foi possível obter informações contínuas no tempo para as PCMs de todos os países peticionários e investigados, antes e depois da retirada do pedido. No gráfico 4, plotamos as tendências das PCMs desses setores. Primeiramente, no caso dos países investigados, nota-se que as PCMs da China se encontram em um intervalo que exige cautela ao se interpretar, dado que as margens eram negativas no começo da amostra. De qualquer forma, nos três setores, observou-se tendência crescente da *proxy* de poder de mercado antes da petição, o que faz sentido caso esses setores estivessem numa fase de ganho de *market share* em economias estrangeiras, como a brasileira.

GRÁFICO 3

China e Índia: tendências de volume e preço das importações no SH 732393 – artefatos domésticos de aço inoxidável



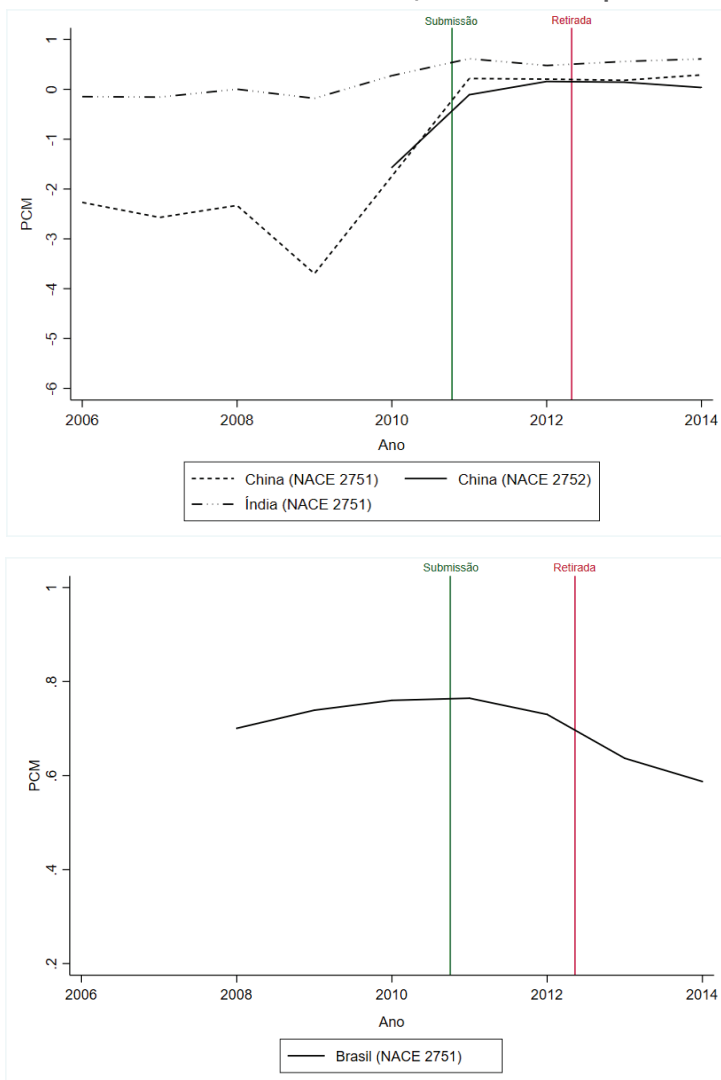
Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

No caso do setor doméstico, no entanto, a PCM foi levemente ascendente entre 2008 e 2011, e então declinou a partir de 2012. O exercício mostra um potencial rumo para estudos futuros, que correlacionem os fluxos internacionais de bens de um dado caso AD com as características das companhias atuantes nesses mercados. Essas informações podem auxiliar na elaboração de modelos de competição por quantidade, *à la Cournot*,

em que a dinâmica dos fluxos de importação, junto às estruturas de receita e aos custos intrassetoriais, pode ajudar na estimação de elasticidades e gerar resultados mais robustos em termos de colusão internacional.

GRÁFICO 4  
Tendências da PCM – Nace 2751 e Nace 2752 (manufatura de aparelhos domésticos)



Elaboração dos autores.  
Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

## 7 CONCLUSÃO

Nesta pesquisa, examinou-se a possibilidade de as petições AD impactarem o poder de mercado das firmas. Este é um dos debates sobre a legislação AD e como sua aplicação pode ser utilizada como mecanismo de coordenação de acordos colusivos entre firmas domésticas e estrangeiras. Em particular, diante do crescente número de imposição de barreiras AD, especialmente praticada por economias emergentes nas últimas décadas, há uma suspeita de que os dispositivos criados por razões defensivas agora estejam servindo a propósitos diferentes. Baseando-se em dados em âmbito de firma, este estudo apresentou um modelo empírico sustentado pela motivação teórica do índice de Lerner como *mark-up*. Nossa abordagem, portanto, aprimora estudos anteriores, como Prusa (2001), Zanardi (2004), Vasconcelos e Firme (2011) e Rovegno (2013), na medida em que identifica explicitamente o aumento do poder de mercado – tanto no curto quanto no longo prazo – dos setores beneficiados por AD. Mostrou-se, também, que esse efeito é ainda maior nas economias latino-americanas, especialmente quando comparadas relativamente com outras economias emergentes e com demais países do mundo.

Assim, considerando os 668 setores de 52 diferentes países do grupo de controle, o impacto após a imposição de medidas AD sobre o *mark-up* é de aproximadamente 21,5%. Controlando-se para economias emergentes, enquadraram-se 284 indústrias de 24 países. Em comparação ao AD global, observou-se, em média, um acréscimo sobre a PCM de 59%. Além disso, o controle feito para a avaliação da evolução do *mark-up* em economias latino-americanas incluiu 102 indústrias de nove países, e a análise pela PCM indica, em média, um incremento de 80%. Esse resultado, por seu turno, se distancia daquele encontrado na literatura. Há, todavia, um evidente diálogo dos valores aqui gerados com as estatísticas descritivas apresentadas, em que fica evidente um vertiginoso aumento, em média, da PCM após a imposição das medidas AD. Já em relação aos efeitos de curto e longo prazo da proteção comercial, observou-se uma dissipação ao considerarmos uma janela temporal de cinco anos. Essa análise se mantém para os modelos contendo países do mundo todo, bem como para o modelo que leva em conta apenas a classificação de economias emergentes. Em contrapartida, observou-se um efeito bastante persistente ao considerarmos apenas economias latino-americanas.



Evidentemente, nossa abordagem tem suas limitações. Nossos resultados apontam somente para certa ordem de grandeza do efeito do AD, uma vez que, infelizmente, a magnitude precisa pode estar enviesada por algumas imperfeições nos dados e nos métodos. Primeiramente, alguma cautela deve ser tomada ao se construírem dados a partir de relatórios contábeis, já que a representatividade da amostra da Orbis pode ser inadequada em alguns países (o que não acontece em um censo industrial, por exemplo, pois o processo de amostragem é rigoroso), e os dados podem estar erroneamente reportados. Além disso, a baixa frequência de dados – tanto em termos de variáveis quanto na dimensão temporal – tornou a exploração de técnicas empíricas limitada. Nesse sentido, as estimativas estão possivelmente contaminadas com quaisquer choques estruturais que pudessem ter ocorrido no período (Rovegno, 2013). Apesar disso, os resultados apontam indícios de que, independentemente de especificações de PCM, grupos de controle, janelas temporais e efeitos específicos ao longo de indústrias e anos, que estão bem controlados por efeitos fixos, os setores latino-americanos beneficiados por AD passam por um crescimento em seu poder de mercado no curto e no longo prazo.

Por fim, existem alguns caminhos para onde essa pesquisa pode ser estendida. Uma abordagem promissora consistiria em aprofundar a discussão entre o aumento do *mark-up* e a estratégia de mercado das firmas, com o objetivo de detectar possíveis acordos colusivos entre firmas domésticas e estrangeiras envolvidas em casos AD. Além disso, uma desagregação maior dos dados, a partir de bases mais completas, combinada com os dados de comércio internacional (volume e preço das importações), possibilitaria a introdução de modelos econométricos estruturais para a estimação de demanda, capazes de identificar, entre outros aspectos, práticas anticompetitivas ao longo do tempo, porque tornam possível uma melhor descrição da relação entre a elasticidade-preço e a margem de lucro das firmas.

## REFERÊNCIAS

- ALLISON, P. D. **Logistic regression using SAS: theory and application**. North Carolina: SAS Institute, 2012.
- ALMEIDA, R. A. D.; MESSA, A. O. Medidas *antidumping* e cadeia produtiva: evidências empíricas para o Brasil. In: MESSA, A. O.; OLIVEIRA, I. T. M. O. (Org.). **A política comercial brasileira em análise**. Brasília: Ipea, 2017.

ANDERSON, J. E. Domino dumping, I: competitive exporters. **The American Economic Review**, v. 82, n. 1, p. 65-83, 1992.

ATHEY, S.; IMBENS, G. W.; WAGER, S. Approximate residual balancing: debiased inference of average treatment effects in high dimensions. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)**, v. 80, n. 4, p. 597-623, 2018.

BERNARD, A. B. *et al.* Plants and productivity in international trade. **American Economic Review**, v. 93, n. 4, p. 1268-1290, 2003.

BERNARD, A. B.; JENSEN, J. B.; SCHOTT, P. K. Trade costs, firms and productivity. **Journal of Monetary Economics**, v. 53, n. 5, p. 917-937, 2006.

BERNARD, A. B.; REDDING, S. J.; SCHOTT, P. K. Multiple-product firms and product switching. **American Economic Review**, v. 100, p. 70-97, 2010.

BLONIGEN, B. A.; BOWN, C. P. Antidumping and retaliation threats. **Journal of International Economics**, v. 60, n. 2, p. 249-273, 2003.

BLONIGEN, B. A.; PRUSA, T. J. Dumping and antidumping duties. **Handbook of Commercial Policy**, v. 1, part B, p. 107-159, 2016.

BOWN, C. P. **Trade remedies and World Trade Organization dispute settlement: why are so few challenged?** Washington: The World Bank, 2005.

\_\_\_\_\_. **Global Antidumping Database version 6.0.** Washington: The World Bank, 2010.

\_\_\_\_\_. Taking stock of antidumping, safeguards and countervailing duties, 1990-2009. **The World Economy**, v. 34, n. 12, p. 1955-1998, 2011a.

\_\_\_\_\_. **The great recession and import protection: the role of temporary trade barriers.** London: Centre for Economic Policy Research; The World Bank, 2011b.

\_\_\_\_\_. Emerging economies and the emergence of South-South protectionism. **Journal of World Trade**, v. 47, n. 1, p. 1-44, 2013.

BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. **China's export growth and the China safeguard: threats to the world trading system?** Washington: The World Bank, 2010.

BRESNAHAN, T. F. Empirical studies of industries with market power. **Handbook of Industrial Organization**, v. 2, p. 1011-1057, 1989.

BUSCH, M.; RACIBORSKI, R.; REINHARDT, E. **Does the rule of law matter?** The WTO and US antidumping investigations. Connecticut: Yale University, Mar. 2009.

BUSCH, M.; REINHARDT, E.; SHAFFER, G. **Does legal capacity matter?** Explaining dispute initiation and anti-dumping actions in the WTO. Geneva: International Centre for Trade and Sustainable Development, 2008.

CHANDRA, P.; LONG, C. Anti-dumping duties and their impact on exporters: firm level evidence from China. **World Development**, v. 51, n. C, p. 169-186, 2013.

CROWLEY, P. M.; MAYES, D.; MARAUN, D. **Analysing productivity cycles in the Euro area, US and UK using wavelet analysis**. [s.l.]: [s.n.], May 2006.

DE LA TORRE, L. E. R.; GONZALEZ, J. G. Antidumping and safeguard measures in the political economy of liberalization: the Mexican case. *In*: FINGER, J. M.; NOGUÉS, J. J. (Eds.). **Safeguards and antidumping in Latin American trade liberalization: fighting fire with fire**. Washington: The World Bank, 2005.

DI FRANCO, G. An alternative procedure for imputing missing data based on principal components analysis. **Quality and Quantity**, v. 48, n. 3, p. 1149-1163, 2014.

ELZINGA, K. G.; MILLS, D. E. The Lerner index of monopoly power: origins and uses. **American Economic Review**, v. 101, n. 3, p. 558-64, 2011.

EUROSTAT. **NACE rev. 2** – statistical classification of economic activities in the European Community Office for official publications of the European Communities. Luxembourg: Eurostat, 2008.

FEINBERG, R. M.; REYNOLDS, K. M. The spread of antidumping regimes and the role of retaliation in findings. **Southern Economic Journal**, v. 72, n. 4, p. 877-890, 2006.

FELBERMAYR, G.; SANDKAMP, A. The trade effects of anti-dumping duties: firm-level evidence from China. **European Economic Review**, v. 122, Feb. 2020.

FINGER, J. M.; NOGUÉS, J. J. (Eds.). **Safeguards and antidumping in Latin American trade liberalization: fighting fire with fire**. Washington: The World Bank, 2005.

FIRME, V. de A. C. Uma análise preditiva para o uso do instrumento *antidumping* na Argentina. **Nova Economia**, v. 28, n. 1, p. 39-70, 2018.

FIRME, V. de A. C.; VASCONCELOS, C. R. Impactos de medidas “*antidumping*” adotadas pelos EUA sobre o setor siderúrgico de Minas Gerais e o restante do Brasil. **Nova Economia**, v. 22, n. 2, p. 261-302, 2012.

\_\_\_\_\_. Evolução no uso do mecanismo *antidumping* após a Rodada Uruguai. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 41., 2013, Foz do Iguaçu, Paraná. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2013.

\_\_\_\_\_. Principais determinantes da abertura de casos *antidumping*: uma análise via Poisson com dados em painel. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2016, Florianópolis, Santa Catarina. **Anais...** Florianópolis: Anpec, 2016.

GUO, S.; FRASER, M. W. (Eds.). **Propensity score analysis: statistical methods and applications**. California: Sage Publications, 2014. v. 11.

HANSEN, C. B. Generalized least squares inference in panel and multilevel models with serial correlation and fixed effects. **Journal of Econometrics**, v. 140, n. 2, p. 670-694, 2007.

HARTIGAN, J. C. An antidumping law can be procompetitive. **Pacific Economic Review**, v. 5, n. 1, p. 5-14, 2000.

HECKMAN, J. J. Simultaneous equations model with continuous and discrete endogenous variables and structural shifts. *In*: GOLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. (Eds.). **Studies in non-linear estimation**. Cambridge, Massachusetts: Ballinger, 1976. p. 235-272.

\_\_\_\_\_. Dummy endogenous variables in a simultaneous equations system. **Econometrica**, v. 46, p. 931-960, 1978.

\_\_\_\_\_. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, p. 153-161, 1979.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W. Estimation of causal effects using propensity score weighting: an application to data on right heart catheterization. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3-4, p. 259-278, 2001.

HIRANO, K.; IMBENS, G. W.; RIDDER, G. Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. **Econometrica**, v. 71, n. 4, p. 1161-1189, 2003.

KHATIBI, A. **The trade effects of European antidumping policy**. Brussels: Ecipe, 2009. (Working Paper, n. 7).

KIM, I. S.; FENG, Z. H. U. Concordance utilities for international trade research. **The Comprehensive R Archive Network**, 2016.

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.

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.

KUME, H.; PIANI, G. Antidumping and safeguard mechanisms: the Brazilian experience, 1988-2003. *In*: FINGER, J. M.; NOGUÉS, J. J. (Eds.). **Safeguards and antidumping in Latin American trade liberalization: fighting fire with fire**. Washington: The World Bank, 2005.

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

MARTIN, S. The measurement of profitability and the diagnosis of market power. **International Journal of Industrial Organization**, v. 6, n. 3, p. 301-321, 1988.

MCCAFFREY, D. F.; RIDGEWAY, G.; MORRAL, A. R. Propensity score estimation with boosted regression for evaluating causal effects in observational studies. **Psychological Methods**, v. 9, n. 4, p. 403-425, 2004.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. Binary data. *In*: \_\_\_\_\_. **Generalized linear models**. New York: Springer, 1989. p. 98-148.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. **Econometrica**, v. 71, p. 1695-1725, 2003.

MELO FILHO, M. A. Dumping no Mercosul. **Conteúdo Jurídico**, dez. 2013. Disponível em: <<https://conteudojuridico.com.br/consulta/Artigos/37683/dumping-no-mercosul>>. Acesso em: 11 maio 2020.

MENG, N.; MILNER, C.; SONG, H. Differences in the determinants and targeting of antidumping: China and India compared. **Applied Economics**, v. 48, n. 43, p. 4083-4097, 2016.

MESSERLIN, P. A. Antidumping regulations or procartel law? **World Economy**, v. 13, n. 4, p. 465-492, 1990.

MIYAGIWA, K.; OHNO, Y. Closing the technology gap under protection. **The American Economic Review**, v. 85, n. 4, p. 755-770, 1995.

MORA, R.; REGGIO, I. Alternative diff-in-diffs estimators with several pre-treatment periods. **Econometric Reviews**, v. 38, n. 5, p. 465-486, 2019.

NAIDIN, L. C.; BERTONI, R. Defesa comercial e medidas de salvaguarda no Mercosul: uma avaliação institucional. *In*: KUME, H. **Crecimiento económico, instituciones, política comercial y defensa de la competencia en el Mercosur**. [s.l.]: [s.n.], 2008.

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.

NIELS, G. **Trade diversion and destruction effects of antidumping policy**: empirical evidence from Mexico. Rotterdam: Oxa; Erasmus Universiteit Rotterdam, 2003.

NOGUÉS, J. J.; BARACAT, E. Political economy of antidumping and safeguards in Argentina. *In*: FINGER, J. M.; NOGUÉS, J. J. (Eds.). **Safeguards and antidumping in Latin American trade liberalization**: fighting fire with fire. Washington: The World Bank, 2005.

OLIVEIRA, G. A. S. Determinantes domésticos do *antidumping* no Brasil – proteção, concorrência e desempenho econômico: uma análise com variável binária e dados em painel. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 40., 2012, Ipojuca, Pernambuco. **Anais...** Ipojuca: Anpec, 2012.

\_\_\_\_\_. Industrial determinants of anti-dumping in Brazil – protection, competition and performance: an analysis with binary dependent variable and panel data. **Economia**, v. 15, n. 2, p. 206-227, 2014.

OSANG, T.; WARREN, J. Retaliatory antidumping by China: a new look at the evidence. **Eastern Economic Journal**, v. 45, n. 2, p. 161-178, 2019.

PANAGARIYA, A.; GUPTA, P. Anti-dumping duty versus price negotiations. **World Economy**, v. 21, n. 8, p. 1003-1019, 1998.

PAVNIK, N. Trade liberalization, exit, and productivity improvements: evidence from Chilean plants. **The Review of Economic Studies**, v. 69, n. 1, p. 245-276, 2002.

PIERCE JR., R. J. Antidumping law as a means of facilitating cartelization. **Antitrust Law Journal**, v. 67, n. 725, 1999.

\_\_\_\_\_. Plant-level responses to antidumping duties: evidence from US manufacturers. **Journal of International Economics**, v. 85, n. 2, p. 222-233, 2011.

PRUSA, T. J. Why are so many antidumping petitions withdrawn? **Journal of International Economics**, v. 33, n. 1-2, p. 1-20, 1992.

\_\_\_\_\_. Pricing behavior in the presence of antidumping law. **Journal of Economic Integration**, p. 260-289, 1994.

\_\_\_\_\_. On the spread and impact of anti-dumping. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, v. 34, n. 3, p. 591-611, 2001.

\_\_\_\_\_. Anti-dumping: a growing problem in international trade. **World Economy**, v. 28, n. 5, p. 683-700, 2005.

PRUSA, T. J.; SKEATH, S. The economic and strategic motives for antidumping filings. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 138, n. 3, p. 389-413, 2002.

\_\_\_\_\_. Modern commercial policy: managed trade or retaliation? *In*: CHOI, K.; HARTIGAN, J. C. (Eds.). **The handbook of international trade: economic and legal analyses of trade policy and institutions**. Oxford: Blackwell Publishing, 2004. v. 2. p. 358-382.

REINA, M.; ZULUAGA, S. Application of safeguards and anti-dumping duties in Colombia. *In*: FINGER, J. M.; NOGUÉS, J. J. (Eds.). **Safeguards and antidumping in Latin American trade liberalization: fighting fire with fire**. Washington: The World Bank, 2005.

REYNOLDS, K. M. Under the cover of antidumping: does administered protection facilitate domestic collusion? **Review of Industrial Organization**, v. 42, n. 4, p. 415-434, 2013.

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

RUBIN, D. B. Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. **Health Services and Outcomes Research Methodology**, v. 2, n. 3-4, p. 169-188, 2001.

RUTKOWSKI, A. Withdrawals of anti-dumping complaints in the EU: a sign of collusion. **World Economy**, v. 30, n. 3, p. 470-503, 2007.

STAIGER, R. W.; WOLAK, F. A. **Strategic use of antidumping law to enforce tacit international collusion**. Cambridge, Massachusetts: NBER, 1989. (Working Paper, n. 3016).

\_\_\_\_\_. The effect of domestic antidumping law in the presence of foreign monopoly. **Journal of International Economics**, v. 32, n. 3-4, p. 265-287, 1992.

\_\_\_\_\_. **Measuring industry specific protection: antidumping in the United States**. Cambridge, Massachusetts: NBER, 1994. (Working Paper, n. 4696).

TAYLOR, C. T. The economic effects of withdrawn antidumping investigations: is there evidence of collusive settlements? **Journal of International Economics**, v. 62, n. 2, p. 295-312, 2004.

THEURINGER, M.; WEISS, P. **Do anti-dumping rules facilitate the abuse of market dominance?** Köln: IWP, 2001. (Discussion Paper, n. 3).

TYBOUT, J. R. **Plant- and firm-level evidence on “new” trade theories**. Cambridge, Massachusetts: NBER, 2001. (Technical Report).

\_\_\_\_\_. Plant- and firm-level evidence on “new” trade theories. *In*: KWAN, C. E.; HARTIGAN, J. C. (Eds.). **Handbook of international trade**. Oxford: Blackwell Publishing, 2003. p. 388-415.

VANDEBUSSCHE, H.; ZANARDI, M. What explains the proliferation of antidumping laws? **Economic Policy**, v. 23, n. 53, p. 94-138, 2008.

VASCONCELOS, C. R. F.; FIRME, V. de A. C. Efetividade do instrumento *antidumping* no Brasil entre 1990 e 2007. **Economia**, v. 12, n. 1, 2011.

VASCONCELOS, S. P.; VASCONCELOS, C. R. F. Medidas “*antidumping*” e resultados colusivos: **Nova Economia**, v. 15, n. 3, p. 117-141, 2005.

VEUGELERS, R.; VANDENBUSSCHE, H. European anti-dumping policy and the profitability of national and international collusion. **European Economic Review**, v. 43, n. 1, p. 1-28, 1999.

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

WRUUCK, P. **The political economy of anti-dumping protection**. New York: Springer, 2015.

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

ZHANG, H. Political connections and antidumping investigations: evidence from China. **China Economic Review**, v. 50, p. 34-41, 2018.

ZHANG, Y. **Impact of Latin-American and Caribbean antidumping measures on Chinese exports**. Washington: IDB, 2017. (Working Paper Series, n. 781).



## APÊNDICE A

### MANIPULAÇÃO DOS DADOS

#### Imputação de dados

Construímos algumas especificações de margem preço-custo (*price-cost margin* – PCM) baseadas em técnicas de imputação de dados com o objetivo de aumentar a frequência de informações, mantendo-se, quando possível, as propriedades estatísticas originais das variáveis. Isto posto, os *missings* podem ser: i) completamente aleatórios; ou ii) parcialmente aleatórios. Em geral, quando os dados faltantes representam uma pequena proporção dos casos (entre 1% e 3%-4% da amostra total), é recomendável que tais casos sejam simplesmente excluídos da análise estatística subsequente. No entanto, tal procedimento só gera análises não viesadas se as unidades excluídas forem uma subamostragem aleatória da amostra total. É consensual que casos que superem 5% de *missings* não devam ser tratados com exclusão dos dados. No nosso caso, conforme tabela A.1, a proporção de dados ausentes supera em larga escala a casa dos 5%.

Segundo Di Franco,<sup>1</sup> as técnicas de imputação podem ser divididas em dois grupos, a partir de qual tipo de suposição é necessário. Para as suposições implícitas, temos as seguintes.

- 1) *Hot deck*: dados ausentes são substituídos por aqueles casos considerados similares, em que a similaridade pode ser definida conforme alguns critérios.
- 2) *Cold deck*: dados ausentes são substituídos por dados de fonte externa, de outros bancos de dados ou de outras pesquisas.
- 3) Substituição amostral: dados ausentes são substituídos por unidades inicialmente não incluídas na amostra.

Já os modelos explícitos consideram substituições baseadas em critérios estatísticos.

- 1) Medida de tendência central (média, mediana ou moda): consiste em substituir os dados faltantes por essas medidas. Seu uso só é legítimo quando a

---

1. Di Franco, G. An alternative procedure for imputing missing data based on principal components analysis. *Quality and Quantity*, v. 48, n. 3, p. 1149-1163, 2014.

distribuição das variáveis for simétrica, de forma que a imputação não altere a distribuição da variável.

- 2) Análise de regressão: consiste na substituição do dado ausente por um valor predito por uma análise de regressão simples, em que a variável dependente nesse caso será aquela cujos *missings* deseja-se substituir, enquanto as variáveis dependentes são as que mostrarem forte correlação com a variável dependente.

TABELA A.1  
Caracterização de dados ausentes (variáveis selecionadas)

Variável	Total	Faltantes	Faltantes (%)
Receita operacional	117.441	17.819	15,17
Custo com empregados	117.441	45.325	38,59
Custos com bens	117.441	116.068	98,83
Custos com materiais	117.441	68.573	58,39
Ativo fixo	117.441	22.459	19,12
Valor adicionado	117.441	54.853	46,71
Número de empregados	117.441	36.508	31,09
Lucro líquido	117.441	116.783	99,44
Margem de lucro	117.441	115.963	98,74
PCM base	117.441	69.030	58,78

Fonte: Orbis.  
Elaboração dos autores.

Para lidar com a grande frequência de *missing data* na base da Orbis, procuramos executar duas métricas, porém trabalharemos, efetivamente, com somente uma delas. No primeiro caso, criamos um critério de substituição que consiste em uma combinação das técnicas *hot deck* e medida de tendência central, que chamaremos de substituição pela média controlada por grupos. Na segunda delas, nos baseamos em Di Franco<sup>2</sup> e utilizamos análises de componentes principais (ACPs), porém a matriz de correlação não possuía estrutura adequada para esse método, de forma que mantivemos o primeiro.

#### Substituição pela média controlada por grupos

O procedimento consiste em utilizar a variável (digamos,  $y$ ) da matriz de dados que: i) satisfaça a alta correlação com a variável cujos dados ausentes deseja-se tratar

2. Di Franco, G. An alternative procedure for imputing missing data based on principal components analysis. *Quality and Quantity*, v. 48, n. 3, p. 1149-1163, 2014.

(digamos,  $x$ ); ii) seja observada em muitos casos em que  $x$  é ausente; e iii) guarde alguma relação teórica razoável com  $x$ . Note que essa técnica só será realizada para unidades que tiverem  $x = missing$  e  $y \neq missing$ . Primeiramente, selecionam-se todos os casos em que as duas variáveis são observadas e, então, calcula-se a razão entre elas. Sendo  $n$  um setor a quatro dígitos,  $c$  um dado país e  $t$  um dado ano, temos:

$$r_{nct} = \frac{x_{nct}}{y_{nct}}$$

A seguir, computa-se a média das razões entre as variáveis controlando-se por ano, país e indústria, em que se define indústria por meio do código da nomenclatura das atividades econômicas da União Europeia (*nomenclature statistique des activités économiques* – Nace) a três dígitos. Assim, informações de setores muito semelhantes – nas dimensões temporal, geográfica e industrial – serão utilizadas na imputação do dado:

$$\bar{r}_{Nct} = \frac{1}{T_N} \sum^{T_N} r_{nct}$$

Em que  $T_N$  é o número total de setores a quatro dígitos agregados no setor  $N$  a três dígitos. Finalmente, a substituição ocorre por meio da multiplicação entre o dado observado de  $y$  e a razão média país-setor-ano-específica:

$$x_{nct}^{missing} = \bar{r}_{Nct} \cdot y_{nct}$$

TABELA A.2  
Exemplo de imputação dos dados

	$c$	$t$	$n$ (Nace – 4)	$N$ (Nace – 3)	$x$	$y$	$r$	$\bar{r}$
1	China	2007	2110	211	?	4	.	2.187
2	China	2007	2111	211	12	6,5	1.846	2.187
3	China	2007	2112	211	15	7	2.143	2.187
4	China	2007	2113	211	9	3,5	2.571	2.187

$$x_{nct}^{missing} = 2.187 * 4 = 8.747$$

Elaboração dos autores.

Obs.: A célula de dados a ser substituída está sombreada.

O procedimento descrito foi realizado para os pares de variáveis  $x$  e  $y$  expostos na tabela a seguir.

TABELA A.3  
Pares de variáveis com alta correlação

$x$	$y$	Correlação
$C_1$ (custo com empregados)	Ebitda	0,9233
	Ebit	0,8147
$C2$ (custo com materiais)	Ativos fixos	0,7993

Elaboração dos autores.

Obs.: Ebitda – Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization (Lucros Antes de Juros, Impostos, Depreciação e Amortização); Ebit – Earnings Before Interest and Taxes (Lucro Antes de Juros e Impostos).

Dessa forma, amplificaremos a frequência de dados nas variáveis de custo, o que, conseqüentemente, trará maior frequência de dados às PCMs calculadas. Nas razões geradas conforme a tabela A.1, notamos caudas assimétricas em direção aos valores altos, fato que explica o porquê de a imputação de dados estar superestimando a amostra inicial sem imputação. Para contornar tal limitação, é possível que se tratem os *outliers* no cálculo das médias na segunda equação. Para tal, geramos as razões normalmente, como na primeira equação, e, a partir da distribuição quantílica dessas razões, calcula-se a segunda equação apenas para os valores de  $r_{nct}$  abaixo do 75º percentil da distribuição. Isso evita que computemos razões artificialmente altas. As artificialmente baixas são pouco frequentes e não chegam a subestimar a média.

TABELA A.4  
Razões  $x/y$

	Razão 1	Razão 2	Razão 3
$x$	$C_2$	$C_1$	$C_2$
$y$	Ativos fixos	Ebitda	Ebit
1%	0,013	0,002	0,002
5%	0,155	0,015	0,020
10%	0,355	0,040	0,051
25%	0,878	0,167	0,207
50%	1,885	0,501	0,661
75%	3.711	1.183	1.705
90%	7.598	2.451	4.050
95%	13.137	4.082	7.403
99%	49.900	16.757	36.456
Média	10.818	2.391	3.941
Desvio-padrão	752,49	98,24	110,29
Assimetria	152,49	154,34	125,54
Curtose	23.658,13	24.690,65	17.408,74

Elaboração dos autores.

Obs.: As razões foram construídas a partir das três equações apresentadas no início do apêndice.

Ao construir as médias conforme a segunda equação, buscamos efetuar duas variações. A primeira da forma já explicada, controlando por país, indústria e ano ( $\bar{r}_{Nct} = \frac{1}{T_N} \sum^{T_N} r_{nct}$ ), e a segunda, controlando-se apenas por indústria e ano ( $\bar{r}_{Nt} = \frac{1}{T_N} \sum^{T_N} r_{nt}$ ). A tabela A.5 mostra ganhos de até 47% de observações nas variáveis de custo. Em alguns casos, mantivemos os momentos da distribuição pouco alterados.

TABELA A.5  
Variáveis de custo após a imputação de dados

Especificação	C1			C2		
	Original	$n, t$	$n, c, t$	Original	$n, t$	$n, c, t$
Observações	72.699	80.915	74.165	49.233	72.717	50.852
Média	35.597	39.940	35.571	133.947	204.432	136.459
Percentis						
1%	19	20	19	21	20	18
5%	123	130	122	208	266	197
10%	297	314	294	611	836	588
25%	1.173	1.250	1.170	2.908	4.260	2.881
50% (mediana)	4.588	4.873	4.598	13.019	19.170	13.029
75%	15.104	16.200	15.155	47.541	70.897	48.088
90%	45.850	51.551	46.225	132.360	239.073	134.850
95%	101.442	118.274	102.053	255.898	580.592	262.897
99%	518.425	594.255	517.291	1.627.567	3.273.525	1.658.981
Desvio-padrão	239.261	285.515	237.819	2.977.347	2.626.984	2.939.077
Assimetria	25,18	29,96	25,20	86,46	86,47	87,06
Curtose	985	1.359	990	8.042	8.995	8.199

Fonte: Orbis.  
Elaboração dos autores.

A partir do método caracterizado anteriormente, foram construídas seis medidas de PCMs. Para cada uma delas, realizou-se também um ajuste quanto aos valores negativos extremos. No primeiro deles, a PCM ajustada indica que restringimos a variável ao intervalo  $[-1, 1]$ . No segundo, a PCM em percentil indica uma restrição baseada no intervalo  $[P1, 1]$ , em que  $P1$  é o valor do primeiro percentil. Na tabela A.6, a coluna (#) mostra qual substituição foi realizada baseando-se nos códigos dados na tabela A.3. O campo especificação denota se o cálculo da média controlou por setor  $n$  e ano  $t$  ou por setor, ano e país  $c$ .

TABELA A.6  
PCMs – diferentes métodos

	#	Especificação	Observações	Média	Variância	Mínima	Máxima
Ajustadas							
PCM base	-		47.136	0,275	0,078	-1	1
PCM 1	1	$r_{nt}$	68.142	0,304	0,107	-1	1
PCM 2	1	$r_{nct}$	48.603	0,282	0,083	-1	1
PCM 3	1,2	$r_{nt}$	68.483	0,304	0,107	-1	1
PCM 4	1,2	$r_{nct}$	48.622	0,283	0,083	-1	1
PCM 5	1,2,3	$r_{nt}$	68.519	0,304	0,107	-1	1
PCM 6	1,2,3	$r_{nct}$	48.622	0,283	0,083	-1	1
Percentis							
PCM base	-		47.929	0,243	0,142	-2.814	1
PCM 1	1	$r_{nt}$	70.520	0,221	0,338	-5.290	1
PCM 2	1	$r_{nct}$	49.484	0,247	0,156	-3.055	1
PCM 3	1,2	$r_{nt}$	70.893	0,220	0,340	-5.276	1
PCM 4	1,2	$r_{nct}$	49.503	0,247	0,156	-3.055	1
PCM 5	1,2,3	$r_{nt}$	70.938	0,220	0,340	-5.250	1
PCM 6	1,2,3	$r_{nct}$	49.503	0,247	0,156	-3.055	1

Elaboração dos autores.

Obs.: As PCMs ajustadas estão limitadas ao intervalo [-1, 1], enquanto as baseadas em percentis estão limitadas ao intervalo [P1, 1], em que P1 é o valor do primeiro percentil.

# APÊNDICE B

FIGURA B.1  
Modelos *logit* – balanceamento entre os grupos

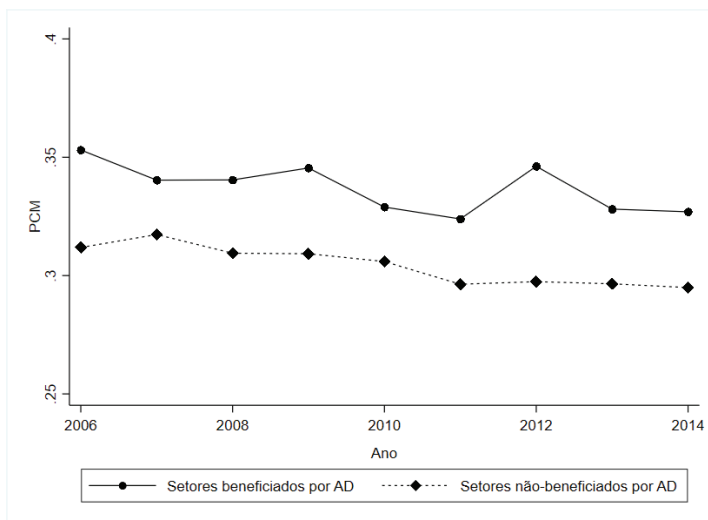


Elaboração dos autores.  
Obs.: Figura cujos eixos e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editoral).

## APÊNDICE C

### TENDÊNCIA TEMPORAL DA MARGEM PREÇO-CUSTO (*PRICE-COST MARGIN – PCM*)

GRÁFICO C.1  
Mundo

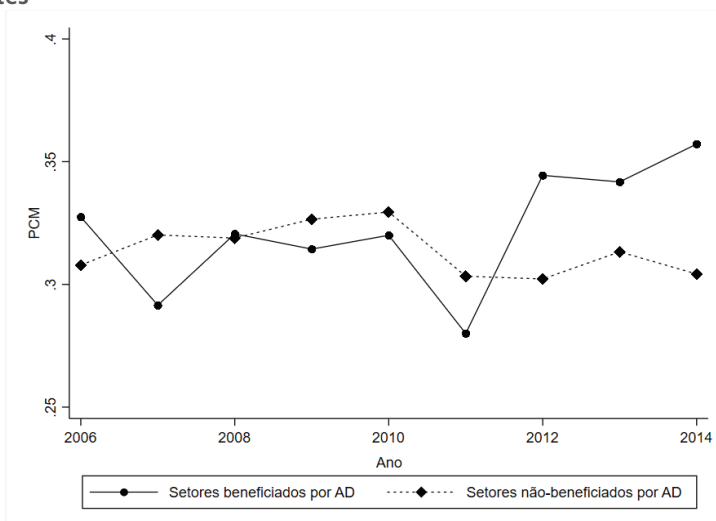


Elaboração dos autores.

Obs.: 1. AD – *antidumping*.

2. Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

GRÁFICO C.2  
Emergentes

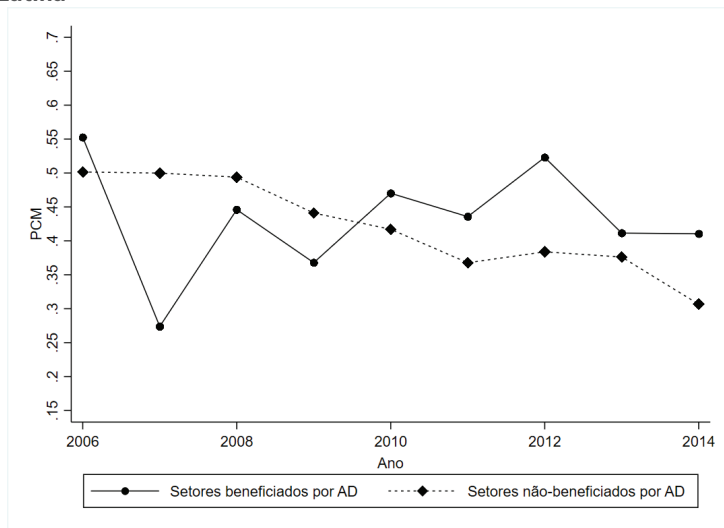


Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).



GRÁFICO C.3  
América Latina



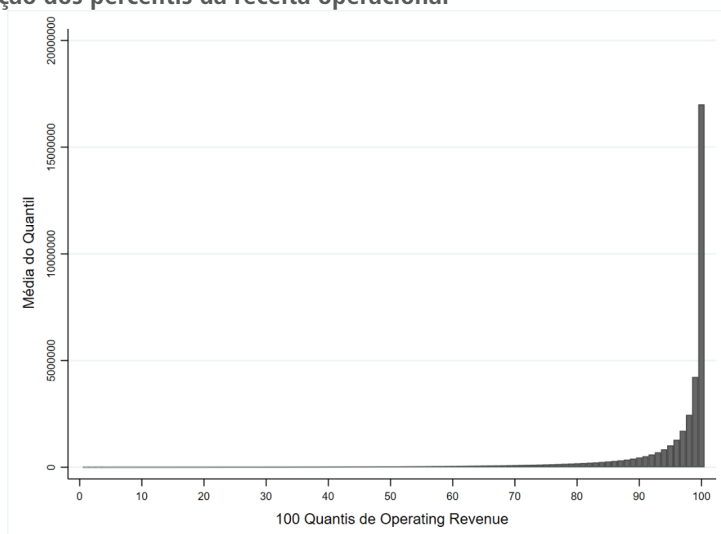
Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

## APÊNDICE D

### ROBUSTEZ

GRÁFICO D.1  
Distribuição dos percentis da receita operacional



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais (nota do Editorial).

TABELA D.1

Impacto do *antidumping* (AD) sobre a margem preço-custo (*price-cost margin* – PCM) (5) – testes de robustez

	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(a) Mundo												
PCM	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
<i>Logit</i>	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado		x	x		x			x	x		x	x
Metálico		x	x		x			x	x		x	x
AD	0,0317**	0,0290**	0,0181	0,0318**	0,0294*	0,0183	0,0322**	0,0290*	0,0186	0,0324**	0,0296*	0,0189
a) Mundo	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
PCM	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>Logit</i>	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado		x	x		x			x	x		x	x
Metálico		x	x		x			x	x		x	x
AD	0,0491***	0,0413***	0,0219	0,0501***	0,0426**	0,0226	0,0487***	0,0392**	0,0214	0,0500***	0,0409**	0,0225
(b) Emergentes	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
PCM	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
<i>Logit</i>	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado		x	x		x			x	x		x	x
Metálico		x	x		x			x	x		x	x
AD	0,0925***	0,0881**	0,0922***	0,0927***	0,0887**	0,0926***	0,0931***	0,0885**	0,0935***	0,0935***	0,0895**	0,0941***
(b) Emergentes	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
PCM	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>Logit</i>	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado		x	x		x			x	x		x	x
<i>Dummy</i> metálico		x	x		x			x	x		x	x
AD	0,1348***	0,1490***	0,1158***	0,1360***	0,1509***	0,1169***	0,1353***	0,1477***	0,1172***	0,1370***	0,1502***	0,1188***

(Continua)

(Continuação)

	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(c) América Latina												
PCM	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Logit	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado			x			x			x			x
Metal		x	x		x	x		x	x		x	x
AD	0,2304**	-	0,2667***	0,2304**	-	0,2672***	0,2321***	-	0,2686***	0,2322**	-	0,2697***
(c) América Latina	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)	(31)	(32)
PCM	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
Logit	2	2	2	3	3	3	5	5	5	6	6	6
Número de empregados	x	x	x		x			x			x	
Valor adicionado			x			x			x			x
Dummy metal		x	x		x	x		x	x		x	x
AD	0,3711***	-	0,2964***	0,3714***	-	0,2980***	0,3752***	-	0,2994***	0,3757***	-	0,3015***

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Os testes de robustez consistem em 24 especificações, em que variam: i) a construção da PCM; ii) o peso amostral baseado no *propensity score*; e iii) a variável de controle, escolhida como sendo ora o número de trabalhadores, ora o valor adicionado, assinalado com x na tabela.

2. Os coeficientes dos controles foram omitidos por simplificação da tabela e podem ser obtidos junto aos autores. O x indica também as especificações com uma *dummy* do setor metal.

3. Células em que o coeficiente do AD não foi reportado indicam problemas de colinearidade naquela especificação.

4. Níveis de significância: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

**Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**

**Assessoria de Imprensa e Comunicação**

## **EDITORIAL**

### **Coordenação**

Reginaldo da Silva Domingos

### **Supervisão**

Carlos Henrique Santos Vianna

### **Revisão**

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Laysa Martins Barbosa Lima (estagiária)

### **Editores**

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Mayara Barros da Mota (estagiária)

### **Capa**

Danielle de Oliveira Ayres

Flaviane Dias de Sant'ana

### **Projeto Gráfico**

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.*

### **Livraria Ipea**

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: [livraria@ipea.gov.br](mailto:livraria@ipea.gov.br)









### **Missão do Ipea**

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

**ipea** Instituto de Pesquisa  
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA  
ECONOMIA



ISSN 1415-4765

