

Antidumping e a Margem Extensiva das Importações

Bruno Mazzucco¹
Mauricio Bittencourt²

RESUMO

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

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

ABSTRACT

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

Keywords: Antidumping, Extensive margin, Survival analysis.

JEL: F13, F14, C41.

Área 5: Economia Internacional

¹Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná.
E-mail: brunomazzucco@ufpr.br

²Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE) da Universidade Federal do Paraná.
E-mail: mbittencourt@ufpr.br

1 Introdução

Dos três instrumentos de proteção temporária admitidos pela Organização Mundial do Comércio (OMC) - *antidumping*, direito compensatório e salvaguarda - o *antidumping* (AD) é o mais utilizado pelos países-membros da instituição. Embora já reconhecido no Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT) de 1947, o seu uso se generalizou a partir da implementação do Acordo Antidumping ao final da Rodada do Uruguai em 1994 e afeta cada vez mais produtos em países desenvolvidos e em desenvolvimento.³ Apesar de ser previsto e regulado dentro do arcabouço legal multilateral, o *antidumping* é efetivamente normatizado nas legislações nacionais, tendo os governos discricionariedade para realizar esta tarefa.

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

O uso de AD no Brasil não é só quantitativamente grande, mas também é visto como importante instrumento de política comercial pelos sucessivos governos. Dada a existência do Mercosul, a administração do *antidumping*, juntamente com as exceções à Tarifa Externa Comum, tornaram-se o principal instrumento que o governo dispõe para impor barreiras ao comércio de forma unilateral.

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

Este trabalho tem como objetivo contribuir para a quantificação dos efeitos do *antidumping* no Brasil. Em particular, seu foco está no impacto das medidas AD na margem extensiva do comércio, isto é, na entrada e saída de exportadores no mercado doméstico. O efeito do AD na margem intensiva é bem documentado, estimando-se em diversos estudos reduções de até 60% no valor importado.⁴ Porém, para além desta redução, o direito *antidumping* pode contribuir para o encerramento completo da importação de determinado produto. Esta discussão sobre a margem extensiva é de interesse empírico na literatura de comércio devido à existência de custos irrecuperáveis (*sunken costs*) para se exportar (MELITZ; REDDING, 2014; BERNARD et al., 2012). Ao se investigar volumes de comércio, deve-se levar em conta que a ausência de fluxos comerciais em um determinado produto pode ser explicada pela incapacidade dos exportadores serem produtivos o suficiente para arcar com os custos iniciais de exportação. Caso um exportador saia de um determinado mercado externo, o seu retorno está condicionado a um novo esforço de entrada, que pode já não ser mais possível. Neste sentido, o AD pode forçar a saída de firmas estrangeiras do mercado nacional que mais adiante podem ter dificuldades em retornar ao país.

³O Acordo Antidumping, oficialmente chamado “Agreement on Implementation of Article VI of the General Agreement on Tariffs and Trade 1994”, regula a provisão dada no artigo VI do GATT de 1994 que permite o uso de *antidumping*. A primeira versão deste acordo foi feita em 1979, ao final da Rodada de Tóquio, como adendo ao GATT de 1947. A Ata Final da Rodada do Uruguai entrou em vigor no Brasil em 1º de janeiro de 1995 através do Decreto 1.355.

⁴Ver o survey de Blonigen e Prusa (2016, p. 135) para um resumo das estimativas encontradas na literatura.

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

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

A contribuição desta trabalho reside na mensuração de um custo até então ignorado na política comercial brasileira. Esta questão tem importância na medida que o AD é visto muitas vezes como um instrumento protecionista, e está sujeito à retórica derivada desta posição, de que o protecionismo é um promotor líquido de bem-estar. Nelson (2006) e Blonigen e Prusa (2016) apontam para o caráter discricionário do *antidumping* e de como isso permite um comportamento *rent-seeking* por indústrias em declínio. A complexidade legal para a comprovação de dumping e do dano material resultante permite às agências de defesa comercial controle sobre o resultado das ações.⁵ No caso brasileiro, Araujo Jr (2017) é bastante crítico quanto ao uso protecionista do *antidumping*. O autor aponta uma série de casos mostrando distorções na aplicação do instrumento pelo governo brasileiro, que oferece proteção a indústrias que não a necessitam.

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

2 Estrutura e uso do *antidumping* no Brasil

A estrutura básica de um processo *antidumping* é determinada pela OMC no Acordo Antidumping. Esta estrutura é uma normal geral, que todos os países-membros devem seguir, mas que a implementam de acordo com a legislação nacional.⁶ A investigação começa quando a indústria doméstica redige uma petição ao se sentir prejudicada por importações que supostamente sofreram *dumping*. Esta petição é endereçada ao órgão nacional competente, que, em certas situações, é capaz de começar uma investigação por iniciativa própria. A petição inicial deve ser analisada para verificar se ela está corretamente instruída, com dados que justifiquem que a indústria (ou parte substancial dela) apoia a investigação, que o produto alvo de *dumping* esteja especificado e que a alegação apresente fundamento, dentre outros requisitos.

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

⁵Ver, por exemplo, Blonigen (2006) sobre como mudanças na regras utilizadas pelo Departamento de Comércio dos EUA em favor de maior discricionariedade aumentaram as margens de dumping encontradas.

⁶Blonigen e Prusa (2016) notam que muitas disputas no sistema de resolução de controvérsias da OMC devem-se a processos de AD. Apesar do Acordo *antidumping* ser uma norma geral, ele dá margem a diferentes interpretações nacionais, e consequentemente, diferentes poderes discricionários dos governos quanto à aplicação dos direitos.

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

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

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

As principais legislações brasileiras de AD são o Decreto 1.602 de 1995 e sua atualização, o Decreto 8.058 de 2013. A principal diferença entre as duas legislações são os prazos mais céleres da regra atual e também a obrigatoriedade de uma determinação preliminar, que permite a vigência de direitos AD antes da determinação final.

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

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

Segundo os dados do DECOM, entre 1988 e 2017 foram contabilizados 461 investigações originais de *antidumping*, isto é, não incluindo revisões. Cada investigação corresponde a um produto e um país, sendo o produto definido de forma ampla como um conjunto de códigos NCM. Por exemplo, uma investigação sobre “tubos de aço” pode conter diversos códigos NCM referentes às variedades desta denominação.

Na Tabela 1 estão listados os 10 países mais atingidos por investigações desde 1988. Nota-se que China e Estados Unidos são os maiores alvos das ações, responsáveis conjuntamente por mais de 30% dos processos.

Tabela 1 Investigações *antidumping* iniciadas, por países atingidos, 1988 - 2017

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

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

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

Os produtos atingidos também são concentrados. A Tabela 2 mostra o número de investigações por Seção da NCM. As Seções com maior número de ações são Plásticos e Borrachas, com 29%, Metais Comuns com 22%, e Produtos das Indústrias Químicas com 20%. Este padrão é comum em todos os países utilizadores do instrumento, em que investigações *antidumping* se concentram em produtos utilizados como insumos industriais (BLONIGEN; PRUSA, 2016).

3 Revisão de literatura

A literatura empírica sobre *antidumping* no Brasil é escassa. Alguns trabalhos se preocupam em determinar os motivos para adoção de medidas AD, de forma a verificar indiretamente a existência de interesses protecionistas, seja por influência de fatores macroeconômicos (VASCONCELOS; FIRME, 2011; FIRME; VASCONCELOS; MATTOS, 2018) ou microeconômicos (OLIVEIRA, 2014). Os trabalhos que tratam propriamente dos efeitos do AD na economia são Ferreira (2014) e Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017).

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

Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017) investigam o impacto de medidas *antidumping* sobre o desempenho das firmas brasileiras entre 2003 e 2013. Os autores estimam a produtividade do trabalho, a produtividade total dos fatores e o *markup* e usam o método de diferença em diferenças para estimar o impacto do AD nestas variáveis. Uma medida *antidumping* tem um efeito médio de redução de 8,5% sobre a produtividade das firmas e aumento de 2,4% no *markup*. Estes resultados indicam que as firmas se aproveitam de maior poder de mercado induzido pela proteção.

Além da literatura sobre AD no Brasil, alguns resultados sobre a duração das importações são importantes para comparação. Besedeš e Prusa (2006) é o primeiro trabalho a fazer uma análise de sobrevivência

Tabela 2 Investigações *antidumping* iniciadas por Seção NCM

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

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

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

das importações com dados anuais americanos entre 1972 e 2001. O trabalho tenta entender a diferença existente entre a duração das importações de produtos diferenciados e homogêneos. Os autores encontram que produtos diferenciados apresentam menores valores iniciais de importação, que são importados por um tempo mais longo e que quanto maior for o valor inicial da importação, maior também é a duração. Produtos diferenciados apresentam uma duração mediana de 5 anos, contra 2 anos dos produtos homogêneos. O trabalho ainda documenta uma grande intermitência dos fluxos comerciais, já que cada episódio de importação dura poucos anos.

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

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

4 Metodologia

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

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

Besedeš e Prusa (2006) foram os primeiros autores a analisar a duração de episódios de comércio utilizando análise de sobrevivência. Em seu estudo, eles utilizam um modelo de riscos proporcionais de Cox, porém este não é o modelo mais adequado para a tarefa. Hess e Persson (2012) demonstram que o modelo de Cox tem ao menos três problemas ao ser aplicado em dados de comércio. A primeira objeção decorre do modelo de Cox ter como hipótese dados em tempo contínuo, o que não é o caso dos fluxos comerciais, que são medidos em tempo discreto. Por serem discretos, episódios de importação distintos podem apresentar o mesmo tempo de duração, hipótese não abarcada pelos modelos contínuos. Um número muito alto de observações de mesma duração, que é o caso dos fluxos comerciais, leva a um viés nos coeficientes estimados. Um segundo problema decorre da dificuldade de estimar modelos de Cox com heterogeneidade não observada. Estes modelos envolvem múltiplas integrais que são de difícil resolução computacional. Os autores demonstram que ignorar a heterogeneidade não observada dos fluxos comerciais leva a estimativas viesadas. E terceiro, o modelo de Cox assume riscos proporcionais, isto é, que a taxa de risco varia proporcionalmente às variáveis explicativas. Hess e Persson (2012) comparam diferentes modelos para mostrar que a hipótese de proporcionalidade causa viés nos coeficientes das variáveis explicativas quando aplicado aos dados comerciais, mesmo controlando a heterogeneidade não observada. Dados estes resultados, o indicado é estimar um modelo que seja discreto em natureza e que permita que os riscos sejam não proporcionais, ao mesmo tempo em que se controla a heterogeneidade não observada (HESS; PERSSON, 2012).

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

$$h_{ij} = P(T_i = j | T_i \geq j) = F(\gamma(t) + X'_i(t)\beta + \nu_i) \quad (1)$$

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

A log-verossimilhança de (1) é dada por:

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n c_i \ln \left(\frac{h_{ij}}{1 - h_{ij}} \right) + \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j \ln(1 - h_{ik}) \quad (2)$$

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

$$\ln \mathcal{L} = \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^j (y_{ik} \ln(h_{ik}) + (1 - y_{ik}) \ln(1 - h_{ik})). \quad (3)$$

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

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

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

A heterogeneidade não observada é modelada através de efeitos aleatórios gaussianos dos modelos binários. Segundo Hess e Persson (2012), diferentes hipóteses sobre a distribuição dos efeitos aleatórios não apresentam diferenças significativas em termo das estimativas obtidas.

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

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

$$h_{ij} = \Phi(\ln(t) + X'_i \beta + \psi_i + \nu_i) \quad (4)$$

onde Φ é a distribuição cumulativa normal padrão, X' é o vetor de variáveis explicativas, β o vetor de coeficientes, ψ_{ij} é o efeito fixo do número do episódio, e ν_{ij} é o efeito aleatório país-produto. Os modelos logit e cloglog requerem apenas a modificação da forma funcional em (4).

4.1 Dados

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

Cada par NCM-país é considerado uma relação comercial. Para cada relação comercial é calculada a duração do episódio de importação, isto é, a quantidade de trimestres consecutivos em que houve importação.

Em muitos casos, uma relação comercial pode abranger mais de um episódio quando um país importa um determinado produto por alguns trimestres, interrompe, e volta a importar. Neste casos, a relação NCM-país apresenta episódios múltiplos de comércio. Agregando os dados em trimestres, obtém-se a partir dos dados brutos 5.405.118 observações NCM-país-trimestre, compreendidas entre 1997-T1 e 2017-T4.

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

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

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

Após a eliminação dos dados censurados e com informações faltantes, os dados compreendem 3.833.425 observações. A amostra final contém 251.287 relações comerciais, e 1.168.666 episódios distintos. A Tabela 3 apresenta as estatísticas de frequência dos dados. A distribuição dos episódios de comércio se concentra em episódios curtos, e mais de 50% das relações comerciais apresentam três ou menos episódios na amostra. A média de duração dos episódios de importação é de 3,28 trimestres, e a mediana de 1 trimestre. Campos e Cavaletti (2016) acham distribuição semelhante de episódios de importação do Brasil em periodicidade anual entre 1992 e 2012. A mediana encontrada é de 1 ano. Com dados trimestrais para os EUA entre 1990 e 2006, Besedeš e Prusa (2017) encontram uma mediana de 1 trimestre e uma média de 3,91 trimestres.

antidumping. Os dados de AD foram retirados da Global Antidumping Database (BOWN, 2016) em conjunto com os relatórios do Departamento de Defesa Comercial (DECOM, 2018). Foram identificados 217 casos originais de AD que representam 461 pares produto-país⁷. No total, foram construídas 131.271 observações trimestrais referentes às investigações AD.

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

Valor inicial. O valor inicial refere-se ao valor FOB somado dos três meses que compõem o trimestre inicial de determinado episódio. O valor unitário foi calculado para cada observação da base de dados

⁷Estes dados consideram a União Europeia como um país. Ao fazer a junção dos dados de episódios de comércio com os dados de AD, cada investigação iniciada contra a União Europeia é atribuída aos países-membros que exportaram para o Brasil durante a vigência do caso.

Tabela 3 Frequência de episódios e relações comerciais

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

Fonte: MDIC (2018).

original.⁸ O valor inicial captura o tamanho da importação, fator apontado na literatura como determinante da continuação do episódio de comércio.

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

Variáveis gravitacionais. O PIB e a distância são utilizados para controlar os efeitos gravitacionais na duração dos fluxos comerciais (HEAD; MAYER, 2014) Os dados de PIB são provenientes do Banco Mundial (WDI, 2018), na periodicidade anual, exceto para Taiwan que foi obtido junto ao site oficial do governo. Os valores estão em dólares de 2010. A variável distância foi retirada da base de dados GeoDist do CEPII (MAYER; ZIGNAGO, 2011), e foi utilizada a distância ponderada pelos grandes centros urbanos. A Tabela 4 resume as estatísticas descritivas das variáveis explicativas.

⁸Em muitos casos mais de uma observação NCM-país-mês é incluída, pois a base de dados registra diferentes vias de entrada das mercadorias.

Tabela 4 Estatísticas descritivas

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

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

5 Resultados

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

$$\hat{S}(t_j) = \sum_{j=t_0}^t \left(1 - \frac{d_j}{n_j}\right) \quad (5)$$

onde d_j é o número de falhas em cada período e n_j é o número de episódios em risco. A Figura 1 mostra o resultado estimado. É possível observar que a probabilidade de sobrevivência além do primeiro período é de aproximadamente 40% e rapidamente decai. Este comportamento é compatível com os dados anuais e trimestrais, apresentados em Campos e Cavaletti (2016), Besedeš e Prusa (2006), Hess e Persson (2011) e Besedeš e Prusa (2017).

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

$$\hat{H}(t_j) = \sum_{j|t_j < t} \left(\frac{d_j}{n_j}\right). \quad (6)$$

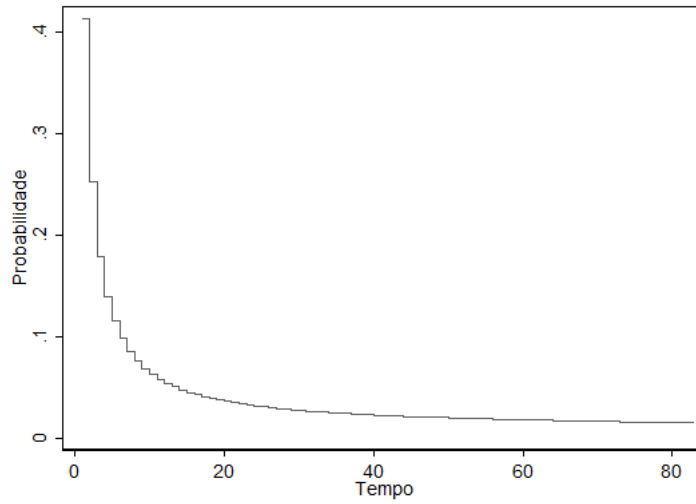
A Figura 2 apresenta a estimativa suavizada da taxa de risco calculada pelo estimador. A curva indica que o risco é decrescente de forma monotônica, de maneira que a parametrização do risco base como o logaritmo do tempo é apropriada. O resultado esperado na estimação dos modelos é que o coeficiente do log do tempo seja negativo para replicar a curvatura decrescente do risco não condicional.

Regressões. A equação (4) foi estimada com dois conjuntos de variáveis explicativas. No primeiro caso, a especificação básica contém as variáveis descritas na seção de dados. No segundo caso, a dummy país citado foi decomposta em três outras variáveis binárias: fase inicial, fase preliminar e fase final. Esta abertura tem como intenção capturar o efeito das diferentes fases da investigação AD.

A Tabela 5 apresenta as estimativas dos modelos cloglog, logit e probit da especificação básica. Em geral, os três modelos apresentam resultados coerentes entre si, com todas as variáveis significativas e magnitudes semelhantes dos coeficientes. Dado que o modelo cloglog impõe uma estrutura de riscos proporcionais, e que o modelo logit é o que mais se distancia desta hipótese, os resultados serão discutidos com foco nesta especificação (HESS; PERSSON, 2012). A variância estimada do painel é de aproximadamente 20%, mostrando a importância de se levar em conta a heterogeneidade não observada.

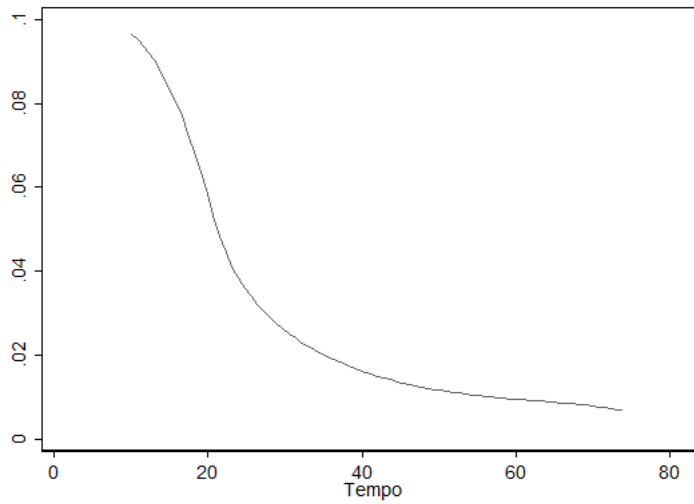
A especificação básica indica que a investigação AD tem um claro efeito em aumentar os riscos do país citado no processo. De forma semelhante a Besedeš e Prusa (2017), também é encontrado um aumento do risco para os países não citados, mas a magnitude do efeito é menor. Por outro lado, a dummy produtos com AD mostra que independentemente do país de origem, produtos que já foram alvos de AD apresentam

Figura 1: Função de sobrevivência de Kaplan-Meier



Fonte: Elaboração própria.

Figura 2: Função de risco suavizada de Nelson-Aalen



Fonte: Elaboração própria.

Tabela 5 Especificação básica

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

Fonte: Elaboração própria.

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

um risco menor de encerramento da importação. Na prática, este último efeito atenua o efeito encontrado para os países não citados. No caso de um país que foi inicialmente investigado, mas que foi retirado do processo no decorrer do tempo, o risco diminui.

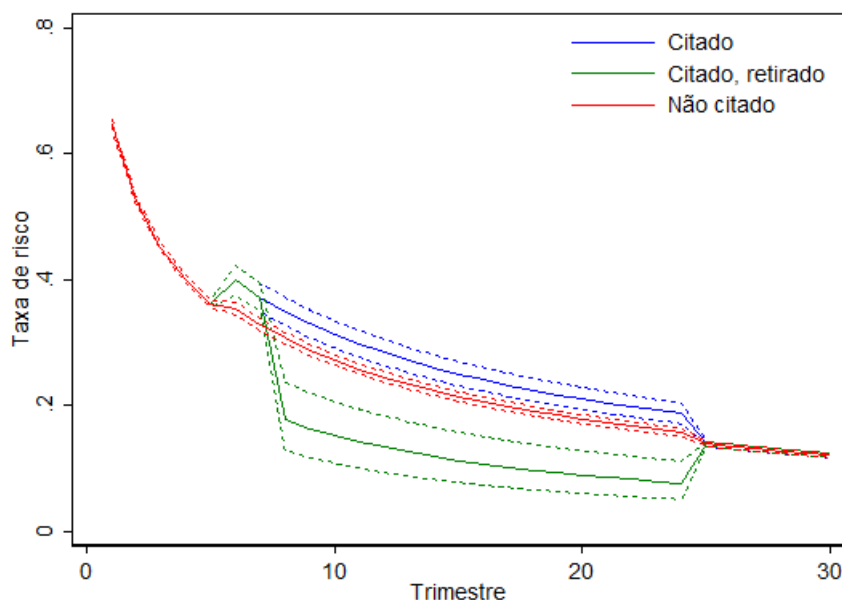
As variáveis de controle mostram os efeitos esperados. Em primeiro lugar o risco é decrescente com o tempo, dado o coeficiente negativo do log do tempo. Este resultado está de acordo com o risco incondicional estimado e também com literatura nacional e internacional sobre duração do comércio. O valor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

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

Na Figura 3 são simulados três episódios comerciais hipotéticos correspondentes ao casos de um país citado; citado e retirado; e país não citado. Cada um destes episódios têm suas variáveis contínuas avaliadas

na média amostral. A timeline da investigação também é derivada dos valores médios da amostra. De acordo com estes valores, a investigação *antidumping* se inicia no sexto trimestre. No oitavo trimestre se inicia a fase preliminar, durando dois trimestres, ao que se segue a fase final durante 20 trimestres. Estes valores são os valores médios encontrados na amostra. Para o caso do país retirado de investigação, supõe-se que ele é retirado no início da fase preliminar.

Figura 3: Taxa de risco para um episódio hipotético



Fonte: Elaboração própria.

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

Verifica-se que as linhas de 95% de confiança não se tocam, reforçando a significância dos resultados. Também é possível notar a magnitude dos efeitos. Verifica-se, por exemplo, que um país não citado tem um leve aumento do risco (linha vermelha). Já os países citados apresentam um marcado aumento do risco durante todo o período, da mesma maneira que o país retirado da investigação. Em termos quantitativos, pode-se verificar na Tabela 6 os valores associados a uma investigação AD. Na especificação básica, existe um aumento de 4,4 pontos percentuais na taxa de risco para o país citado, o que equivale a um aumento de 12,5% sobre o risco base.

Tabela 6 Aumento do risco em decorrência de antidumping

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

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 7 apresenta os resultados da especificação por fases. Nesta especificação, a dummy país citado é dividida em três outras dummies indicando as três fases da investigação AD. Esta abertura tem como

objetivo estimar o risco relativo em cada fase do processo. Os resultados apresentam a mesma coerência vista anteriormente entre os três tipos de modelos paramétricos.

Tabela 7 Especificação por fases

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

Fonte: Elaboração própria.

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

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

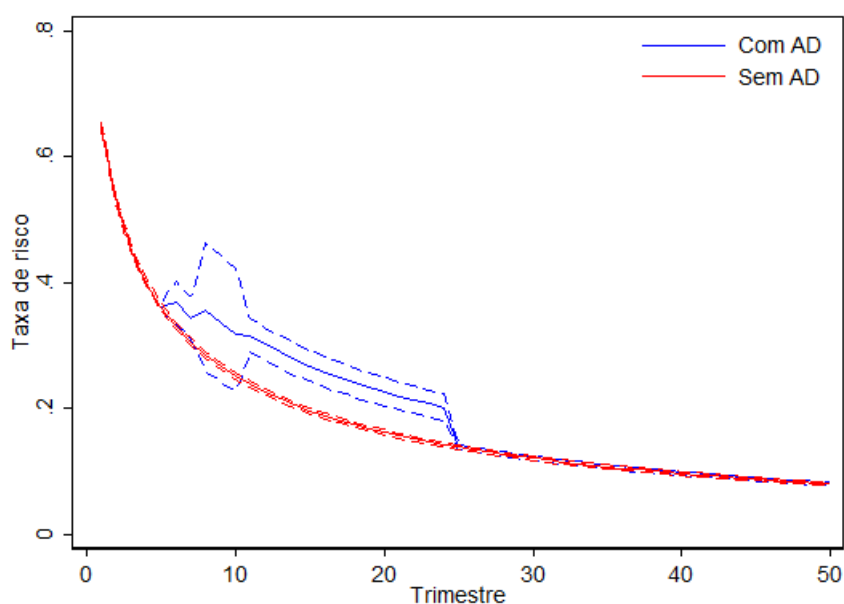
A significância destes resultados também é avaliada através de simulação, de maneira similar ao exercício descrito na especificação básica. Na Figura 4, dois episódios hipotéticos são simulados. O primeiro, em que não há investigação *antidumping*, e o segundo onde uma investigação passa por todas as fases. Em ambos os casos, as variáveis contínuas são avaliadas na média amostral. O timing da investigação também

é o amostral: a investigação se inicia no sexto trimestre e dura por dois trimestres; a fase preliminar dura por dois trimestres; e a fase final por vinte trimestres.

Na Figura 4, nota-se o efeito significativo da fase inicial e final, mas não da fase preliminar, onde os intervalos de confiança incluem a linha para o caso sem AD. Os resultados, porém, são coerentes. Em termos numéricos, como apresentado na Tabela 6, o risco da fase inicial aumenta em 3,8 p.p., da fase preliminar em 7,1 p.p. e da fase final em 7,8 p.p. Relativamente, isto implica um risco de 11% na fase inicial e de 32% na fase final.

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

Figura 4: Taxa de risco para um episódio hipotético por fases da investigação



Fonte: Elaboração própria.

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

Intervalos alternativos. Uma questão a ser considerada é se a definição do intervalo dos episódios pode ter algum efeito sobre os resultados, dado que a definição de um episódio de comércio tem um caráter arbitrário. Por exemplo, um episódio de dez trimestres, separado de um episódio subsequente de outros dez trimestres por apenas um trimestre sem importação pode, de alguma forma, ser considerado um episódio único de 21 trimestres, de maneira que o trimestre que separa os dois episódios originais seja um erro de mensuração.

Para levar isso em consideração, foram refeitas as regressões utilizando definições mais brandas dos intervalos dos episódios. Para isso, foram criados três novos conjuntos de dados que ignoram intervalos ausentes de um, dois e três trimestres como fazendo parte do episódio. Por exemplo, um episódio de três trimestres de duração, seguido por um trimestre de ausência de comércio, finalizado por quatro trimestres de importação, foi considerado um episódio único de oito trimestres na base ajustada para intervalo de um trimestre. Para a base ajustada no intervalo de dois trimestres, considerou-se que intervalos de até

dois trimestres sem comércio seriam incluídos nos episódios. Na base ajustada para três trimestres, foi feito o ajuste equivalente. É importante ressaltar que este procedimento também testa a robustez quanto a sazonalidade. Importações recorrentes no início de cada ano, por exemplo, serão consideradas contínuas na base ajustada para três trimestres. O mesmo vale para importações realizadas semestralmente na base ajusta para um intervalo.

Os resultados para a especificação básica são apresentados na Tabela 8. São reportados apenas os resultados do modelo probit, para a base original, e as três bases ajustadas. Os resultados dos outros modelos são semelhantes. Em primeiro lugar, nota-se que os valores estimados dos coeficientes são similares entre todas as bases de dados. Para as variáveis indicando o uso de AD, os valores encontrados na bases ajustadas são superiores aos da base original. A variância do painel também é similar, em torno de 20%. Estes resultados indicam que a definição dos episódios não tem influencia sobre os resultados.

Tabela 8 Estimativas para bases ajustadas para intervalos ausentes

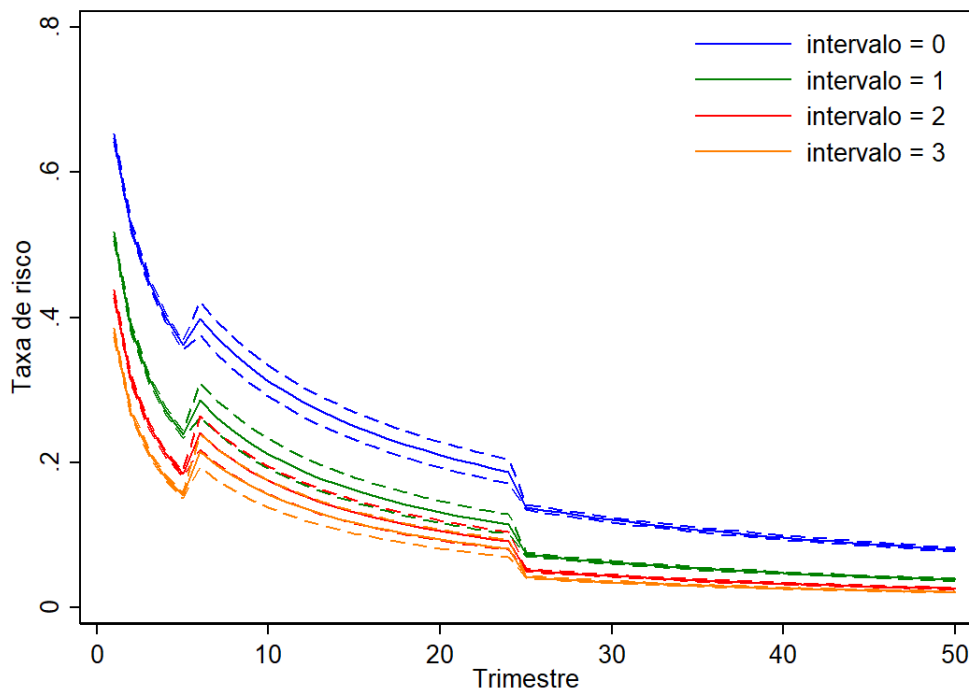
	(1) Sem ajuste	(2) 1 Trimestre	(3) 2 Trimestres	(4) 3 Trimestres
Tempo (ln)	-0,455*** (0,001)	-0,460*** (0,001)	-0,452*** (0,001)	-0,440*** (0,001)
Valor inicial (ln)	-0,0628*** (0,000)	-0,0476*** (0,000)	-0,0415*** (0,000)	-0,0380*** (0,000)
Distância (ln)	-0,0610*** (0,003)	-0,0895*** (0,003)	-0,101***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

Fonte: Elaboração própria.

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

Assim como nos resultados anteriores, a Figura 5 mostra os diferentes riscos estimados para um episódio hipotético, comparando os diferentes dados utilizados para definir os episódios. Nota-se que o comportamento da taxa de risco tem a mesma trajetória nos quatro casos. A diferença entre eles é que o risco absoluto decai quando se aumenta o intervalo de tolerância dos episódios, o que é esperado, já que permitindo que trimestres sem comércio sejam contados como trimestres positivos, o risco é artificialmente diminuído.

Figura 5: Taxa de risco para diferentes ajustes de intervalos



Fonte: Elaboração própria.

Nota: A investigação se inicia no sexto trimestre e dura por vinte e quatro trimestres. As linhas pontilhadas representam o intervalo de confiança de 95%.

6 Conclusão

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

A decomposição deste resultado nas diversas fases que compõem o processo indica algumas hipóteses sobre o funcionamento do AD. O aumento do risco na fase inicial do processo é de aproximadamente 11%, menor que as magnitudes de 30% e 33% encontradas na fase preliminar e final. Esta configuração indica que uma investigação AD tem um efeito maior a partir da determinação dos danos. Neste caso, o chamado efeito *in terrorem* - a intimidação do processo - não é o principal determinante da interrupção das importações. Este fato também é compatível com a taxa de sucesso dos processos brasileiros, que gira em torno de 60%, mas quando a determinação preliminar é positiva, a taxa de sucesso condicional é de 99%.

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

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

Somada ao efeito na margem intensiva encontrados por Kannebley Jr, Oliveira e Remédio (2017), a

evidência aqui observada na margem extensiva contribui para mensurar os efeitos da política *antidumping* no Brasil. Especificamente em relação à defesa comercial e sua característica discricionária, que incentiva as motivações protecionistas, deve-se avançar na sua avaliação como um todo para permitir uma análise acertada sobre seus custos e benefícios.

Referências

- ARAÚJO Jr, J. T. Anatomia da Proteção Antidumping no Brasil. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, n. 130, 2017.
- BERNARD, A. B. et al. The empirics of firm heterogeneity and international trade. **Annu. Rev. Econ.**, Annual Reviews, v. 4, n. 1, p. 283–313, 2012.
- BESEDEŠ, T.; PRUSA, T. J. Product differentiation and duration of US import trade. **Journal of International Economics**, v. 70, n. 2, p. 339–358, 2006.
- _____. The hazardous effects of antidumping. **Economic Inquiry**, Wiley Online Library, v. 55, n. 1, p. 9–30, 2017.
- BLONIGEN, B. A. Evolving discretionary practices of US antidumping activity. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique**, v. 39, n. 3, p. 874–900, 2006.
- BLONIGEN, B. A.; PRUSA, T. J. Dumping and Antidumping Duties. In: BAGWELL, K.; STAIGER, R. W. (Ed.). **Handbook of Commercial Policy**. Amsterdam: North-Holland, 2016. v. 1, p. 107–159.
- BOWN, C. P. **Global Antidumping Database**. 2016. Disponível em: <<https://sites.google.com/site/chadpbown/GAD.zip>>.
- BOWN, C. P.; CROWLEY, M. A. Trade deflection and trade depression. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 72, n. 1, p. 176–201, 2007.
- CAMPOS, C. F.; CAVALETTI, M. B. Importações brasileiras: Um estudo empírico sobre duração e fatores de sobrevivência. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 3, p. 281–303, 2016.
- CHANDRA, P.; LONG, C. Anti-dumping duties and their impact on exporters: Firm level evidence from China. **World Development**, v. 51, p. 169–186, 2013.
- DECOM. **Relatório DECOM**. Brasília: MDIC, 2018. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/images/REPOSITORIO/secex/decom/Relatrios_DECOM/Relatrio_2017_final.pdf>.
- FERREIRA, J. G. **As ações antidumping no Brasil e seus efeitos nas importações**. 75 p. Dissertação (Economia) — Universidade de Brasília, 2014.
- FIRME, V. d. A. C.; VASCONCELOS, C. R. F.; MATTOS, R. S. d. The effect of macroeconomic variables on the opening of antidumping measures: A robust analysis for Brazilian and Argentine economy. **Review of Development Economics**, v. 22, n. 1, p. 434–457, fev. 2018.
- HEAD, K.; MAYER, T. Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. In: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2014. v. 4, p. 131–195.
- HESS, W.; PERSSON, M. Exploring the duration of EU imports. **Review of World Economics**, Springer, v. 147, n. 4, p. 665, 2011.
- _____. The duration of trade revisited. **Empirical Economics**, Springer, v. 43, n. 3, p. 1083–1107, 2012.

- JENKINS, S. P. Easy estimation methods for discrete-time duration models. **Oxford bulletin of economics and statistics**, v. 57, n. 1, p. 129–136, 1995.
- KANNEBLEY Jr, S.; OLIVEIRA, G. A. S.; REMÉDIO, R. R. **Antidumping e concorrência no Brasil: uma avaliação empírica**. Brasília: Conselho Administrativo de Defesa Econômica/DEE, 2017. (Documento de Trabalho, 001/2017).
- KONINGS, J.; VANDENBUSSCHE, H. Antidumping protection and markups of domestic firms. **Journal of International Economics**, v. 65, n. 1, p. 151–165, 2005.
- _____. Heterogeneous responses of firms to trade protection. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 76, n. 2, p. 371–383, 2008.
- 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.
- MAYER, T.; ZIGNAGO, S. **Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database**. [S.l.]: CEPII, 2011. (Working Papers, 2011-25).
- MDIC. **Estatísticas de Comércio Exterior**. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, 2018. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/index.php/comercio-exterior/estatisticas-de-comercio-exterior/base-de-dados-do-comercio-exterior-brasileiro-arquivos-para-download>).
- MELITZ, M. J.; REDDING, S. J. Heterogeneous firms and trade. In: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**. Amsterdam: Elsevier, 2014. v. 4, p. 1–54.
- NELSON, D. The political economy of antidumping: A survey. **European Journal of Political Economy**, v. 22, n. 3, p. 554–590, set. 2006.
- OLIVEIRA, G. A. S. Industrial determinants of anti-dumping in Brazil – Protection, competition and performance: An analysis with binary dependent variable and panel data. **EconomiA**, v. 15, n. 2, p. 206–227, maio 2014.
- PIERCE, J. R. Plant-level responses to antidumping duties: Evidence from us manufacturers. **Journal of International Economics**, v. 85, n. 2, p. 222–233, 2011.
- PIMENTEL, F. D. As investigações antidumping e o sistema brasileiro de defesa comercial. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, v. 116, 2013.
- STAIGER, R. W.; WOLAK, F. A. Measuring industry specific protection: antidumping in the United States. **Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics**, p. 51–118, 1994.
- VANDENBUSSCHE, H.; ZANARDI, M. The chilling trade effects of antidumping proliferation. **European Economic Review**, v. 54, n. 6, p. 760–777, 2010.
- VASCONCELOS, C. R.; FIRME, V. A. Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007. **Revista EconomiA**, v. 12, n. 1, p. 165–184, 2011.
- WDI. **World Development Indicators**. The World Bank, 2018. Disponível em: <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>).