

**PRINCIPAIS DETERMINANTES DA
ABERTURA DE CASOS ANTIDUMPING:
UMA ANÁLISE VIA POISSON COM
DADOS EM PAINEL.**

Vinícius de Azevedo Couto Firme
Cláudio R. F. Vasconcelos

TD. 001/2015
Programa de Pos-Graduação em Economia
Aplicada - FE/UFJF

Juiz de Fora

2015

Principais Determinantes da abertura de casos *Antidumping*: Uma análise via Poisson com Dados em Pannel.

Vinicius de Azevedo Couto Firme*
Cláudio R. F. Vasconcelos†

Resumo

Este artigo analisou os principais determinantes da abertura de processos *antidumping* (AD) utilizando dados em painel contendo informações de 46 usuários AD durante 1995 a 2013. Para tanto, foi realizada uma extensa revisão dos trabalhos empíricos desta área a fim de elaborar um modelo abrangente, contendo diversas variáveis consideradas relevantes. As estimações, realizadas via Poisson ou Binomial Negativo, revelaram que uma diminuição nas importações, um crescimento na renda externa, uma redução na renda interna, uma desvalorização cambial ou uma melhora nas transações correntes poderia reduzir os casos AD. Enquanto isso, países que pertencem às faixas de renda mais altas, que adotam elevadas tarifas de importação, que são alvos frequentes de casos AD e que são exportadores intensivos de produtos de metais, químicos e plásticos tenderiam a abrir mais casos AD. Além disso, não pertencer à OCDE e fazer parte da Europa ou da Ásia Central inibe a abertura de casos AD.

Palavras-chave: Economia Internacional; Política Comercial; *Antidumping*.

Abstract

This paper analyzed the main determinants of opening antidumping cases (AD) using a panel data containing information of 46 AD users during 1995 to 2013. For this purpose, an extensive review of the empirical work of this area was performed in order to develop a comprehensive model, containing several variables considered relevant. The estimates carried out by Poisson or Negative Binomial, revealed that a decrease in imports, an increase in foreign income, a reduction in domestic income, currency devaluation or an improvement in the current account could reduce AD cases. Meanwhile, countries that belong to the higher income groups, which adopt high import tariffs, which are frequent targets of AD cases and are intensive exporters of metal products, chemicals and plastics, tend to open more AD cases. Also, countries that do not belong to the OECD and those from Europe or Central Asia tend to use less AD measures.

Key-words: International Economy; Commercial Policy; *Antidumping*

JEL Code: F10; F13; F14; F15.

* Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGEA/UFJF e Professor do Departamento de Economia da UFJF-GV.
Email: firmez@ig.com.br ou vinicius.firme@ufjf.edu.br.

† Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGEA/UFJF.
Email: claudio.foffano@ufjf.edu.br.

Introdução

A redução das tradicionais barreiras tarifárias, verificada após a criação do Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT),¹ em 1947, impulsionou o uso de um novo tipo de barreira não tarifária (BNT) conhecida como *antidumping* (AD). No início dos anos 80, esta prática protecionista já era o principal tipo de barreira comercial da época (BLONINGEN & PRUSA, 2001, p.1).

Embora o caso das barreiras *antidumping* tivesse sido discutido pelo GATT/OMC nas rodadas de negociações de Tóquio (1973-1979) e do Uruguai (1986-1994), não foi possível restringir o seu uso. Na realidade, segundo Davis (2009, p.3): "*from the end of the Uruguay Round in the mid-1990s, other users began to emerge, and developing and emerging economies now constitute the majority of users*".

Desde então, muito esforço tem sido feito a fim de verificar o efeito das medidas *antidumping* na economia (STAIGER e WOLAK, 1994; PRUSA, 1996 e 1999; KONINGS ET ALL, 1999; ZANARDI, 2004; VANDENBUSSCHE e ZANARDI, 2010; FIRME e VASCONCELOS, 2012). Contudo, a análise dos determinantes do uso deste instrumento ainda é recente. Nas palavras de Aggarwal (2004, p. 1044), "*This literature is still in its infancy*."

Embora já exista certo consenso de que algumas variáveis macroeconômicas (*e.g.*: taxa de câmbio, renda interna e externa e algumas contas do balanço de pagamentos) poderiam influenciar o uso deste instrumento (TAKACS, 1981; FEINBERG, 1989; LEIDY, 1997; KNETTER & PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004; IRWIN, 2005; NIELS E FRANCOIS, 2006; VANDENBUSSCHE E ZANARDI, 2008; VASCONCELOS & FIRME, 2011; MOORE & ZANARDI, 2011; SUDSAWASD, 2012), estudos recentes têm sugerido que outros fatores também deveriam ser considerados. Dentre os principais, pode-se destacar: o efeito retaliação (AGGARWAL, 2004; VANDENBUSSCHE E ZANARDI, 2008; MOORE E ZANARDI, 2011), mudanças nas tarifas de importação (AGGARWAL, 2004; VANDENBUSSCHE E ZANARDI, 2008; SUDSAWASD, 2012) e no número de acordos tarifários (BOWN, 2007), a faixa de renda (AGGARWAL, 2004) e a região dos usuários da prática AD (VANDENBUSSCHE E ZANARDI, 2008). Além disso, como boa parte dos casos tem como alvo um grupo restrito de setores (VANDENBUSSCHE E ZANARDI, 2008; FIRME E VASCONCELOS, 2013), buscou-se verificar se o perfil exportador e importador, dos países analisados, também afeta a abertura de casos AD.²

A revisão dos trabalhos empíricos desta área possibilitou a elaboração de um dos modelos mais abrangentes já realizados no intuito de verificar quais seriam os principais determinantes da abertura de processos *antidumping*. Tais variáveis foram agrupadas em uma estrutura de dados em painel, contendo informações de 46 usuários da prática *antidumping* para o período de 1995 a 2013.³ Uma vez que o número de casos AD apresenta características de uma variável de contagem, os modelos precisaram ser estimados via Poisson ou Binomial Negativo. De modo geral, os resultados indicaram que uma diminuição nas importações, um crescimento na renda externa, uma redução na renda interna, uma desvalorização cambial ou uma melhora nas transações correntes poderia reduzir os casos AD. Enquanto isso, países que pertencem às faixas de renda mais altas, que adotam elevadas tarifas de importação, que são alvos frequentes

¹ Que posteriormente viria a ser a Organização Mundial do Comércio (OMC).

² Maiores detalhes sobre a influência destas variáveis na seção 3.

³ A abrangência do período se deve à disponibilidade de dados sobre abertura de casos AD fornecido pelo *World Trade Organization* (WTO, 2014). Maiores detalhes na seção 4.2.

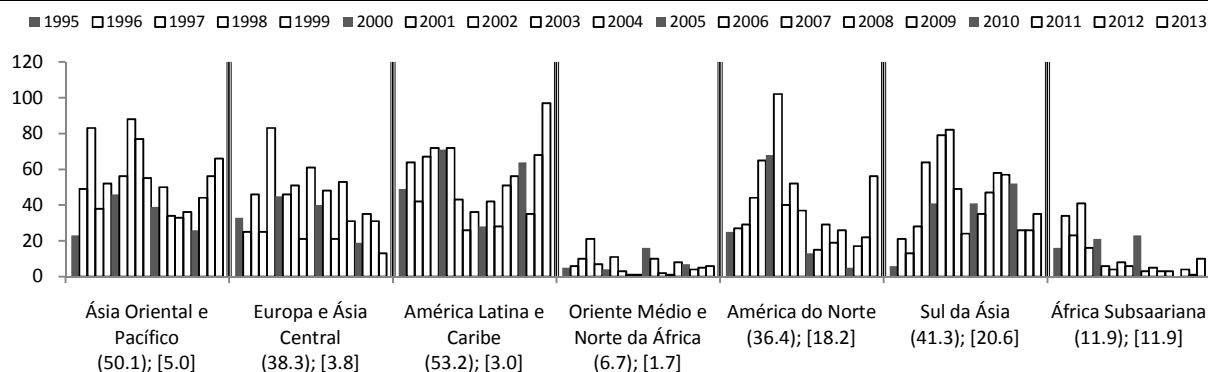
de casos AD e que são exportadores intensivos de produtos de metais, químicos e plásticos tenderiam a abrir mais casos AD. Além disso, não pertencer à Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômicos (OCDE) e fazer parte da Europa ou da Ásia Central inibe a abertura de casos AD.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2 revela como tem sido o uso do mecanismo AD em regiões distintas e entre países com diferentes faixas de renda. Na Seção 3, é realizada uma revisão dos trabalhos que analisaram os determinantes da abertura de medidas *antidumping*. A seção 4 contém os modelos econométricos utilizados e uma descrição da base de dados. Por fim, têm-se os resultados, considerações finais e referências.

2. O uso do mecanismo *Antidumping*: Discriminação por Região e Faixa de Renda

De acordo com Vandenbussche e Zanardi (2008) haveria uma espécie de "efeito contágio" associado à prática *antidumping* (AD) que poderia justificar o uso intensivo deste recurso em algumas regiões específicas (ver seção 3). A discriminação dos casos AD por região, apresentada no Gráfico 1, parece corroborar esta hipótese. É possível notar que, em média, os países do Sul da Ásia e da América do Norte iniciam, anualmente, um número relativamente mais alto de casos AD que os demais (20.6 e 18.2 casos, respectivamente). Apesar disso, a maior concentração de casos AD está localizada na América Latina e Caribe e Ásia Oriental e Pacífico. Em média, estas regiões são responsáveis pela abertura de 53.2 e 50.1 casos AD ao ano, respectivamente. O Gráfico 1 revela ainda que o uso do recurso AD segue padrões distintos entre as regiões. Considerando o período de 2005 em diante, nota-se que o uso do instrumento AD tem aumentado consideravelmente na América Latina e Caribe e diminuído na Europa e Ásia Central.

Gráfico 1. Casos *Antidumping* iniciados por Região entre 1995 e 2013



Nota: Os valores entre parênteses (x) indicam a média anual de abertura de casos AD em cada região. Os valores em colchetes [y] foram obtidos através da divisão de (x) pelo número de países de cada região analisada.

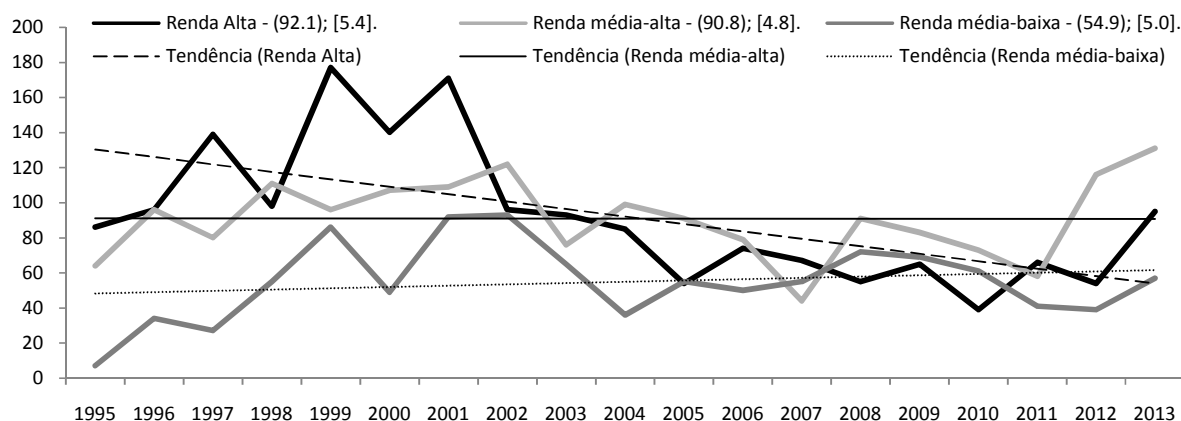
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da WTO (2014).

Quanto às faixas de renda, Aggarwal (2004) já havia alertado para a influência das mesmas sobre a abertura de casos AD. Os resultados obtidos pelo autor revelam que este fator pode afetar, significativamente, o impacto das demais variáveis explicativas. A análise do Gráfico 2 indica que os países de renda alta são os maiores usuários do recurso AD (responsáveis

pela abertura de mais de 92 casos ao ano). Contudo, este grupo tem diminuído o uso deste recurso enquanto os países de rendas mais baixas vêm aumentando.

Esta tendência não difere muito daquela verificada por Aggarwal (2004, p.1046). Segundo o autor, "*The number of such initiations for low income countries over 1995–2000 was 10 times that of what it was in the early 1990s. The cases reported by OECD and upper-income countries declined marginally during this period; but increase in the cases in low- and middle-income country groups more than compensated the decline.*"

Gráfico 2. Número de Casos *Antidumping* por Faixa de Renda entre 1995 e 2013



Nota: Os valores entre parênteses (x) indicam a média anual de abertura de casos AD por faixa de renda. Os valores em colchetes [y] foram obtidos através da divisão de (x) pelo número de países incluídos em cada faixa de renda. Fonte: Elaboração própria com base nos dados da WTO (2014).

O crescimento na abertura de casos AD, verificado no grupo de renda média baixa, é tão acentuado que eles já ultrapassaram os países de renda média alta no que se refere à abertura anual por país (em média, cada país deste grupo abre 5 medidas AD ao ano, contra 4.8 dos países de renda média alta). Apesar disto, o grupo de países de renda média baixa ainda é o que menos inicia casos AD (54.9) (GRÁFICO 2).

Portanto, dada a possível influência da região (de origem do usuário da prática AD) e da faixa de renda (à qual este país pertence) sobre a abertura de novos processos AD, ambas foram consideradas nos modelos estimados neste trabalho.

3. Principais Determinantes da abertura de casos *Antidumping*

Desde o início da década de 80, com a proliferação da prática *antidumping*, pesquisadores tem concentrado esforços a fim de explicar quais fatores afetariam a utilização deste mecanismo de proteção. Já existe certo consenso de que algumas variáveis macroeconômicas poderiam influenciar o uso deste instrumento (TAKACS, 1981; FEINBERG, 1989; LEIDY, 1997; KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004; IRWIN, 2005; NIELS e FRANCOIS, 2006; VANDENBUSSCHE e ZANARDI, 2008; VASCONCELOS e FIRME, 2011; MOORE e ZANARDI, 2011; SUDSAWASD, 2012).

De modo geral, boa parte dos trabalhos encontrou uma relação negativa entre o crescimento da renda interna ou da atividade doméstica e o número de casos AD (LEIDY, 1997; KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004). Em parte, isto ocorreria devido à maior

probabilidade de comprovação de prejuízo interno e à pressão protecionista que geralmente ocorre em períodos de recessão. A taxa de câmbio real também costuma afetar o número de processos AD. Neste caso, uma valorização cambial poderia favorecer os produtos importados aumentando o número de casos AD. Tal relação foi verificada por Leidy (1997) e Irwin (2005). Contudo, Knetter e Prusa (2003) revelam que a valorização do câmbio também poderia dificultar a comprovação de *dumping* pela abordagem do preço-base.⁴ Logo, o resultado contrário também seria aceitável e já havia sido verificado por Feinberg (1989).

Assim como o câmbio, o nível de atividade econômica externa também apresenta um caráter ambíguo. Neste caso, uma recessão internacional reduziria os preços de boa parte dos produtos destinados à exportação (e não apenas àqueles que têm como destino um país doméstico específico), dificultando a determinação de *dumping* pelo critério do preço abaixo do valor justo. Entretanto, aumentaria a probabilidade de confirmação de *dumping* via dano material às firmas domésticas, visto que a maior oferta de exportação, com a finalidade de escoar a produção dos países exportadores, diminuiria não apenas os preços externos, mas também a lucratividade das firmas domésticas (KNETTER; PRUSA, 2003).

Tanto a demanda por importações e quanto uma piora na balança comercial ou nas transações correntes tenderiam a aumentar os casos AD. Segundo Aggarwal (2004, p. 1047): "*Import surge and adverse trade balances increase the probability that domestic industry would seek protection and authorities would readily accept their complaints.*" Segundo Niels e Francois (2006, p. 393), "*Political pressure for trade protection is likely to increase with the size of the current account deficit*". Moore e Zanardi (2011) e Sudsawasd (2012) também reconhecem que estas variáveis poderiam afetar o número de processos AD.

Aggarwal (2004) e Sudsawasd (2012) argumentam que mudanças no nível de tarifas de importação também afetariam a abertura de casos AD. Para Aggarwal (2004, p.1048), "*Antidumping initiations are inversely related with tariff rates. Countries lowering their tariff barriers are the active users of AD.*" Assim, uma redução nas tarifas de importação tenderia a aumentar o número de casos AD. Segundo Vandebussche e Zanardi (2008), "*when countries agree to permanently reduce tariffs, they may want to keep their options open and replace tariffs with another form of trade protection.*"

O efeito de uma elevação no número de acordos tarifários do tipo discriminatório (ou seja, bilateral, regional, etc.) sobre o número de casos AD não é muito claro. O fato é que, embora um acordo deste tipo possa reduzir o número de casos AD entre os países envolvidos, Bown (2007) admite que esta "união discriminatória" poderia aumentar a pressão por barreiras do tipo *antidumping* contra os demais países "não-membros". Assim, tais acordos poderiam tanto aumentar quanto diminuir o montante de medidas AD adotados por um país.

Além disso, Aggarwal (2004), Vandebussche e Zanardi (2008) e Moore e Zanardi (2011) não descartam a possibilidade de o instrumento AD estar sendo utilizado com uma forma de retaliação. Neste caso, o número de medidas AD iniciadas contra um país no passado tende a aumentar o número de casos abertos por este país na atualidade. Para Vandebussche e Zanardi (2008) esta seria uma das principais causas da proliferação dos casos AD.

Os trabalhos analisados até aqui revelam que a abertura de casos *antidumping* pode ser influenciada por: a) motivo de retaliação; b) variações no nível de atividade econômica interna e externa; c) variações na taxa de câmbio real, nas importações e no saldo da balança comercial ou

⁴ Quando o preço cobrado por um produto exportado pelo país "x" com destino a um mercado doméstico "y" está abaixo do preço cobrado pelo mesmo produto fabricado por "x" com destino a outros mercados.

transações correntes; d) mudanças nas tarifas de importação e no número de acordos tarifários de discriminação.

Contudo, Vandenbussche e Zanardi (2008) argumentam que os processos AD têm incidido (de forma acentuada) sobre um grupo restrito de setores. De acordo com Firme e Vasconcelos (2013), os setores de 1) metais comuns, 2) químico e 3) produtos plásticos e borracha foram alvo de mais de 60% dos casos AD iniciados no mundo entre 1995 e 2012. Logo, o próprio perfil de importação poderia influenciar o número de casos AD iniciados por um país. Neste caso, àqueles que são importadores contumazes de produtos oriundos dos setores mencionados tenderiam a requerer mais medidas AD do que os demais. Além disso, será testada a hipótese de que os países exportadores destes produtos também poderiam estar iniciando mais casos AD que a média. As razões para tal comportamento seriam: 1) retaliação aos países importadores; 2) manutenção de uma barreira à entrada de novos competidores [para Theuringer e Weiss (2001) o mecanismo AD poderia ser utilizado como uma espécie de barreira à entrada de novos competidores. Contribuindo, assim, para o fortalecimento de empresas já consolidadas].

Além disso, os Gráficos 1 e 2 indicam que países de renda elevada e pertencentes ao Sul da Ásia e América do Norte costumam a iniciar mais casos AD que os países de menor renda e de outras regiões. Aggarwal (2004) também separa os usuários *antidumping* por faixa de renda a fim de verificar as diferentes tendências associadas a estes grupos. A princípio, o Gráfico 2 parece indicar que os países de renda elevada tem diminuído o uso deste recurso enquanto os países de renda mais baixa vem aumentando.

Quanto à discriminação geográfica, Vandenbussche e Zanardi (2008) sustentam que existe um "efeito contágio" associado à prática AD. Assim, quando um país começa a adotar medidas AD outros países acabam aprendendo e passam a utilizá-las.⁵

4. Metodologia e Base de Dados

Uma vez identificadas as variáveis que afetam a abertura de casos AD (seção 3), deve-se definir qual o período de influência destas. Como as unidades reguladoras (responsáveis pela abertura de processos AD) costumam levar em consideração informações passadas e presentes ao analisar a viabilidade de abertura de um novo caso, é necessário que se escolha um período de defasagem para as variáveis explicativas. De acordo com Knetter e Prusa (2003), seria plausível considerar um período de 1 a 3 anos.⁶ Enquanto isso, Aggarwal (2004) argumenta que 1 ano já seria suficiente.⁷ Sendo assim, foi considerado um período de 2 anos de defasagem.

Portanto, levando-se em conta uma defasagem de 2 anos e as variáveis apresentadas na Seção 3, definiu-se que a abertura de processos *antidumping* (AD) é uma função de:

⁵ Para eles: "*The more countries that have AD laws, the more other countries learn about them, which leads them to join the club and use AD to their own advantage. Such a club may have a geographical dimension.*"

⁶ "*While not specified under WTO rules, all of the reporting countries generally analyze pricing behavior over the year prior to the filing of the case in order to assess LTFV [less than fair value]. By contrast, all of the reporting countries evaluate injury over a longer time horizon. In general, injury is determined over the three years preceding the filing. Given these features of the law, it seems plausible to consider lags from one to three years for our variables*" (KNETTER & PRUSA, 2003, p.9)

⁷ "*As a matter of practice, the industry must be suffering material injury during the investigation period and detailed injury margin calculations are based on the data existing during this period which is 1 year preceding the AD application. It was therefore decided to use the regressors with 1-year lag*" (AGGARWAL, 2004, p.1048).

$$AD_{it} = f(AD_{it-k}^*, \Delta Y_{it-k}, \Delta Y_{it-k}^*, \Delta e_{it-k}, \Delta IMP_{it-k}, TC_{it-k}^{PIB}, T_{it-k}^{imp}, AT_{it-k}, Perf_{it-k}^{imp}, Perf_{it-k}^{exp}, D^Y, D^R)$$

com $k = (0, 1 \text{ e } 2)$ (1)

Onde: AD_{it} é o número de casos AD iniciados por um país i no ano t ; AD_{it-k}^* é o número de casos AD iniciados contra o país i nos anos t , $t-1$ e $t-2$; ΔY e ΔY^* referem-se à variação da renda interna e externa, respectivamente; Δe representa a variação da taxa de câmbio real. ΔIMP é a variação das importações, enquanto TC_{it-k}^{PIB} é o saldo em transações correntes (em percentual do PIB); T_{it-k}^{imp} revela a tarifa média de importação cobrada pelo país i ; Já AT_{it-k}^{imp} é o número de acordos tarifários discriminatórios efetuados pelo país i com seus parceiros comerciais no período $t-k$. $Perf_{it-k}^{imp}$ e $Perf_{it-k}^{exp}$ revelam o perfil importador e exportador, respectivamente, associado ao país i . Por fim, D^Y e D^G são *dummies* de faixa de renda e região.

De acordo com Firme e Vasconcelos (2013), a indústria dos metais comuns e suas obras foi alvo de 28% dos casos AD iniciados entre 1995 e 2012. Seguida pelo setor químico (20%) e os produtos de plástico e borracha (13%). Sendo assim, a representatividade destes setores na pauta de importações e exportações foi utilizada no intuito de definir $Perf_{it-k}^{imp}$ e $Perf_{it-k}^{exp}$, respectivamente. Logo:

$$Perf_{it-k}^{imp} = [(IMP_{it-k}^{Metals} + IMP_{it-k}^{Quim} + IMP_{it-k}^{Plast}) / IMP^{Total}] * 100$$
 (2)

$$Perf_{it-k}^{exp} = [(EXP_{it-k}^{Metals} + EXP_{it-k}^{Quim} + EXP_{it-k}^{Plast}) / EXP^{Total}] * 100$$
 (3)

Como é possível que a variação destes perfis também afete o número de casos AD, tanto $Perf_{it-k}^{imp}$ e $Perf_{it-k}^{exp}$ quanto $\Delta Perf_{it-k}^{imp}$ e $\Delta Perf_{it-k}^{exp}$ foram consideradas como variáveis explicativas.

Uma vez que a variável dependente utilizada (AD_{it}) apresenta características de uma variável de contagem (ou seja, assume um número reduzido de valores inteiros e não negativos), a estimação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) não é aconselhável. O fato é que este tipo de variável não deve ser tratada como contínua e dificilmente apresentará uma distribuição normal. Segundo Greene (2002, p.740), "*In principle, we could analyze these data using multiple linear regression. But the preponderance of zeros and the small values and clearly discrete nature of the dependent variable suggest that we can improve on least squares and the linear model with a specification that accounts for these characteristics. The Poisson regression model has been widely used to study such data*".

Embora seja a opção correta para os dados utilizados neste trabalho, a estimação de um modelo de Poisson com dados em painel não é trivial. Hausman, Hall e Griliches - HHG (1984) foram os primeiros a desenvolver um método de estimação para dados em painel com variáveis de contagem (*count panel data*) que buscava tratar a questão do "efeito não observado". Os procedimentos propostos por HHG (1984) ficaram conhecidos como Modelo de Poisson de Efeitos Aleatórios (PEA) e Modelo de Poisson de Efeitos Fixos (PEF). Na ocasião, os autores estavam interessados em analisar os determinantes do número de patentes de diversas firmas.

Desde então, estes métodos, ou alguma variação destes,⁸ têm sido utilizados no intuito de determinar a ocorrência de eventos como: número de acidentes aéreos (ROSE, 1990), abertura de novas empresas (PAPKE, 1991), número de inovações realizadas por empresas britânicas (BLUNDELL *et al*, 1995) e abertura de escolas privadas em determinadas localidades (DOWNES & GREENSTEIN, 1996). Apenas Knetter e Prusa (2003), Aggarwal (2004) e

⁸ Como é o caso do Modelo Binomial Negativo de Efeitos Aleatórios (BNEA) e o Binomial Negativo de Efeitos Fixos (BNEF). Maiores detalhes na seção 4.1.

Sudsawasd (2012) utilizaram o modelo de Poisson (ou Binomial Negativo) com dados em painel a fim de analisar os determinantes da abertura de casos *antidumping*.

4.1. Estimação dos Modelos de Poisson e Binomial Negativo em Painel

Suponha que $AD_{it} = y_{it}$. Deste modo, a média condicional de y_{it} , dado um conjunto de regressores (X_{it}), pode ser definida como:

$$E(y_{it}|X_{it}) = m(X_{it}, \beta) \quad (4)$$

Onde: y_{it} é a variável dependente, composta por valores inteiros não negativos $\{0, 1, 2, \dots\}$; X_{it} é uma matriz contendo as variáveis explicativas; β são os parâmetros associados à estas variáveis; m é a função de distribuição que determina o modelo.

Como y_{it} é uma variável de contagem, costuma-se assumir que o modelo representado pela Equação 2 segue uma distribuição de Poisson. Neste caso:

$$E(y_{it}|X_{it}) = m(X_{it}, \beta) = \left[e^{-\exp(X'_{it}\beta)} \exp(X'_{it}\beta)^{y_{it}} \right] / y_{it}! \quad (5)$$

Uma vez que a equação 5 não é linear em seus parâmetros, os modelos de regressão linear não seriam capazes de fornecer boas estimativas. Conforme lembra Wooldridge (2002, cap. 12), uma alternativa seria a utilização dos Mínimos Quadrados Não-Lineares. Contudo, o autor argumenta que tal abordagem não explora a heterocedasticidade que geralmente acompanha os dados de contagem. Assim, a estimação por máxima verossimilhança (EMV) apresenta melhores resultados.

Segundo Montalvo (1997), antes de definir a função de verossimilhança, é necessário assegurar que os dados seguem uma distribuição de Poisson. Contudo, não existe um método seguro para testar tal distribuição e, na maioria dos casos, o único argumento refere-se às características da variável dependente (*i.g.*: apresenta valores inteiros e não negativos). Logo, é comum utilizar o estimador de quase máxima verossimilhança (EQMV), proposto por Gourieroux *et all* (1984), que produz estimadores consistentes e assintoticamente normais mesmo quando a função de distribuição não é corretamente especificada.

De acordo com Wooldridge (2002), o EQMV, oriundo da equação 3, pode ser calculado através da maximização da seguinte função de Log-Verossimilhança:

$$L_i(\beta) = \sum_{t=1}^T [y_{it}X'_{it}\beta - \exp(X'_{it}\beta)] \quad (6)$$

Portanto, o EQMV, para um modelo de Poisson do tipo *Pooled*, maximiza a soma de $L_i(\beta)$ para $i=1, \dots, N$.

O fato do *Pooled* Poisson não incorporar, explicitamente, um possível efeito não observado, constante no tempo (c_i), causa uma séria limitação a esta especificação. Basta que c_i seja correlacionado com qualquer variável X_{it} para tornar o *Pooled* Poisson enviesado e inconsistente. Além disso, a simples presença de c_i , mesmo que este efeito seja aleatório, poderia afetar os resíduos da regressão, reduzindo a eficiência do estimador. (WOOLDRIDGE, 2002).⁹

Portanto, ao assumir a existência de c_i , deve-se verificar se este efeito é meramente aleatório ou se está correlacionado com as demais variáveis do modelo (X_{it}). No primeiro caso, o

⁹ Na realidade, valendo-se da *Lei das Expectativas Iteradas*, seria possível eliminar o efeito de c_i (caso este efeito fosse aleatório) da média condicional de y_{it} e estimar o modelo, de forma consistente, utilizando o EMV ou EQMV via *Pooled* Poisson. Ainda assim, a heterogeneidade do efeito não observado (c_i) faria com que a média de y_{it} , dado X_{it} , fosse correlacionada com o tempo. Além disso, a variância associada à c_i causaria super-dispersão no modelo [violando o pressuposto básico do modelo de Poisson de que $E(y_{it}|X_{it}) = Var(y_{it}|X_{it})$]. A fim de controlar estes efeitos, a utilização da matriz de variância robusta seria necessária e garantiria inferências válidas.

modelo de Poisson com Efeitos Aleatórios (PEA) é mais indicado. Já no segundo, apenas o modelo de Poisson com Efeitos Fixos (PEF) seria consistente (WOOLDRIDGE, 2002).

O modelo de Poisson de Efeitos Aleatórios (PEA) reconhece e utiliza a super-dispersão da variância causada por c_i a fim de produzir estimativas mais eficientes. Note que, enquanto a $Var(y_{it}|X_{it}, c_i) = E(y_{it}|X_{it}, c_i)$, a $Var(y_{it}|X_{it}) = E(y_{it}|X_{it})\{1 + [Var(c_i)E(y_{it}|X_{it})]\}$ (WOOLDRIDGE, 2002, p.672). Neste caso, desconsiderar c_i implicaria em super-dispersão [visto que $Var(y_{it}|X_{it}) > E(y_{it}|X_{it})$], violando o pressuposto básico do modelo de Poisson.

Para que o PEA seja consistente, é necessário assumir as seguintes hipóteses:

$$E(y_{it}|X_{it}, c_i) = c_i \left\{ \left[e^{-exp(X'_{it}\beta)} exp(X'_{it}\beta)^{y_{it}} \right] / y_{it}! \right\} \quad (7)$$

$$E(y_{it}|X_{it}, c_i) \text{ é independente de } E(y_{ir}|X_{it}, c_i), \text{ onde } t \neq r \quad (8)$$

$$E(c_i|X_{it}) = E(c_i); \quad c_i \sim Gama \quad (9)$$

A hipótese 7 refere-se à exogeneidade estrita entre X_{it} e c_i . Neste caso, o efeito parcial de X_{it} sobre $E(y_{it}|X_{it}, c_i)$ não é afetado pelo efeito não observado (c_i). Sendo este último, apenas um fator exógeno que multiplicaria uma função de Poisson do tipo *Pooled*. Além disso, a equação 7 indica que $E(y_{it}|X_{it}, c_i)$ segue uma distribuição de Poisson. A hipótese 8 revela que a média de y_{it} , dado X_{it} e c_i , não apresenta dependência serial. Por fim, a hipótese 9 indica que c_i apresenta distribuição *Gama* e sua média não é afetada pelas demais variáveis explicativas (X_{it}).

Segundo Wooldridge (2002, p. 672), se as hipóteses 7, 8 e 9 forem mantidas, o estimador de máxima verossimilhança (EMV) para o PEA será o mais eficiente dentre os estimadores que não utilizam informações sobre a distribuição de X_{it} . Infelizmente, o modelo de PEA, estimado via EMV, é muito sensível à violação destes pressupostos. Logo, a estimação via EQMV pode produzir estimativas mais eficientes que o EMV. Neste caso, as estimações seriam consistentes mesmo se $E(y_{it}|X_{it}, c_i)$ e c_i não seguissem distribuições de Poisson e Gama, respectivamente. Além disso, o EQMV é robusto à dependência serial. Portanto, a violação do pressuposto 8 não tornaria o modelo inconsistente.

É importante ressaltar que, caso o efeito não observado (c_i) gere apenas super-dispersão sem causar correlação serial entre $E(y_{it}|X_{it}, c_i)$ e $E(y_{ir}|X_{it}, c_i)$, para $t \neq r$, o modelo poderia ser estimado via *Pooled* Binomial Negativo de forma semelhante ao *Pooled* Poisson. Basta assumir que a função de Log-Verossimilhança (ver Equação 4) apresenta uma distribuição Binomial Negativa (WOOLDRIDGE, 2002, P. 673).

Contudo, Wooldridge (2002) argumenta que haveria uma método ainda mais eficiente que o PEA, estimado via EMV ou EQMV, caso as pressuposições 7, 8 e 9 sejam satisfeitas. Trata-se do procedimento proposto por Zeger, Liang e Albert (1988), denominado Modelo de Média-Populacional (*Population-Averaged Model*) - MMP.¹⁰ Formalmente, este estimador minimizaria a seguinte expressão:¹¹

$$Min_{\beta} \sum_{i=1}^N \{ [y_i - E(y_i|X'_i\beta)]' \widehat{W}_i^{-1} [y_i - E(y_i|X'_i\beta)] \} \quad (10)$$

¹⁰ Também conhecido como Modelo de Mínimos Quadrados Não-Lineares Ponderados de forma Multivariada (*Multivariate weighted nonlinear least squares*).

¹¹ A vantagem do MMP consiste em permitir a utilização da matriz \widehat{W}_i a fim de aumentar a eficiência do modelo. Contudo, conforme ressaltam Cameron e Trivedi (2009, p. 622), estes modelos são mais complexos e difíceis de estimar, em termos computacionais, quando comparados ao PEA. Além disso, nos casos onde o T é grande, o estimador de Médias-Populacionais pode falhar na tentativa de minimizar a expressão 10 (CAMERON E TRIVEDI 2009, P. 249).

onde: $E(y_i|X_i'\beta) \sim Poisson$ e \widehat{W}_i é uma matriz, de dimensão T x T, contendo a super-dispersão da variância em sua diagonal principal e a dependência serial dos resíduos nas demais células (ambos gerados por c_i e estimados via *Pooled Poisson*).

Ainda assim, nenhum destes estimadores seria consistente caso c_i apresentasse correlação com X_{it} . Neste sentido, Hausman, Hall e Griliches - HHG (1984) foram os primeiros a desenvolver um método que permite que c_i seja correlacionado de forma arbitrária com X_{it} . Tal procedimento ficou conhecido como Modelo de Poisson de Efeitos Fixos (PEF).

O modelo PEF assume apenas as pressuposições 7 e 8. Logo, esta especificação admite a existência de uma dependência arbitrária entre c_i e X_{it} . A fim de obter os β coeficientes, HHG (1984) utilizam a máxima verossimilhança condicional, proposta por Andersen (1970). Logo, assumindo que $n_i = \sum_{t=1}^T y_{it}$ e usando os resultados para obter uma distribuição condicional conjunta referente à soma destes n_i componentes, HHG (1984) mostraram que:

$$E(y_i|n_i, X_i, c_i) \sim Multinomial\{n_i, p_1(X_i, \beta), \dots, n_i, p_T(X_i, \beta)\} \quad (11)$$

$$\text{onde: } p_T(X_i, \beta) \equiv [E(y_{it}|X_{it}'\beta)] / [\sum_{r=1}^T E(y_{ir}|X_{ir}'\beta)] \quad \text{e} \quad E(y_{it}|X_{it}'\beta) \sim Poisson \quad (12)$$

Uma vez que esta distribuição não depende de c_i , pode-se inferir que a equação 11 também é a distribuição de y_i dado n_i e X_i . Assim, os β coeficientes podem ser estimados via EMV, usando o log de verossimilhança da distribuição Multinomial.

$$L_i(\beta) = \sum_{t=1}^T y_{it} \log[p_T(X_i, \beta)] \quad (13)$$

Onde o estimador $\hat{\beta}$ que maximiza $\sum_{i=1}^N L_i(\beta)$ é chamado de estimador de Poisson de Efeitos Fixos (PEF). De acordo com Wooldridge (2002, p. 675), apenas o pressuposto 7, sem a necessidade de que $E(y_{it}|X_{it}, c_i) \sim Poisson$, já garantiria a consistência do estimador PEF. Portanto, o modelo permanece robusto mesmo quando há dependência serial entre $E(y_{it}|X_{it}, c_i)$ e $E(y_{ir}|X_{ir}, c_i)$, com $t \neq r$. Além disso, o método de PEF permaneceria consistente na presença de qualquer super-dispersão causada por c_i .

Embora a eliminação do efeito não observado (c_i), via Poisson de Efeitos Fixos, garanta estimativas consistentes, é possível ganhar eficiência ao utilizar o Modelo Binomial Negativo de Efeitos Fixos (BNEF). Na realidade, os modelos Binomiais Negativos seriam preferíveis sempre que se detectasse *overdispersion*. Segundo Cameron e Trivedi (2009, p. 627) "*The negative binomial has the attraction that, unlike Poisson, the estimator is designed to explicitly handle overdispersion, and count data are usually overdispersed. This may lead to improved efficiency in estimation (...)*." Ainda que a *overdispersion* seja causada por um efeito aleatório, o Modelo Binomial Negativo de Efeitos Aleatórios (BNEA) seria preferível ao PEA. Isto porque a heterogeneidade e a variância de c_i poderiam causar tanto autocorrelação serial quanto *overdispersion* (ver nota de rodapé 9) e, conforme ressaltam Cameron e Trivedi (2009, p. 627), "*The negative binomial RE model introduces two parameters in addition to β that accommodate both overdispersion and within correlation.*"

Os métodos de estimação e a análise dos coeficientes dos modelos BNEA e BNEF são análogos aos PEA e PEF. Wooldridge (2002, p. 673) ao explicar o modelo Binomial Negativo do tipo *Pooled*, revela que tal modelo "*is very similar to the pooled Poisson analysis except that the quasi-log likelihood for each time period is the negative binomial.*" Deste modo, a principal diferença entre os modelos BNEA e BNEF para os PEA e PEF refere-se à função de distribuição adotada. No caso do Poisson, usa-se a Equação 5 para definir o $E(y_{it}|X_{it})$. Para o Binomial Negativo usa-se a seguinte expressão:¹²

¹² Vale mencionar que a especificação Binomial Negativa é uma generalização do Poisson. Basta admitir que $\alpha = 0$ (ver Cameron e Trivedi, 2009, p.555).

$$E(y_{it}|X_{it}, \alpha) = \frac{\Gamma(\alpha^{-1} + y_{it})}{\Gamma(\alpha^{-1})\Gamma(y_{it} + 1)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu}{\mu + \alpha^{-1}}\right)^{y_{it}} \quad (14)$$

onde: $\mu = \exp(X_{it}'\beta)$, $\alpha = \text{Var}(c_i)$ e Γ denota uma função do tipo *gamma*.¹³

Sendo assim, a estratégia empírica deste trabalho consistiu em estimar os modelos de Poisson de Efeitos Aleatórios (PEA) e Poisson de Efeitos Fixos (PEF) utilizando o teste de Hausman (1978) para definir o modelo mais adequado. Este procedimento testa se as variáveis explicativas, X_{it} , estão correlacionadas com algum tipo de efeito não observado, c_i , sendo $H_0: E(c_i|X_{it}) = 0$. Portanto, se H_0 for verdadeiro tanto o PEF quanto o PEA serão consistentes, porém o PEA será mais eficiente. Caso contrário, haverá indícios de que c_i é correlacionado com pelo menos uma das variáveis explicativas e somente o PEF será consistente.

Uma vez que os modelos de Poisson pressupõem que $\text{Var}(y_{it}|X_{it}) = E(y_{it}|X_{it})$, deve-se verificar se há *overdispersion* nos modelos. Ou seja, se $\text{Var}(y_{it}|X_{it}) > E(y_{it}|X_{it})$. Para tanto, foi utilizado o procedimento proposto por Cameron e Trivedi (1990) que consiste em regredir $(e_{it}^2 - y_{it})$ contra $(\hat{y}_{it})^2$, via MQO, usando os resultados obtidos na estimação de Poisson.¹⁴ Se $(\hat{y}_{it})^2$ for significativo, haverá indícios de *overdispersion*. Neste caso, estimam-se os modelos Binomiais Negativos de Efeitos Aleatórios (BNEA) e Binomiais Negativos de Efeitos Fixos (BNEF) usando o teste de Hausman (1978) de forma análoga aos modelos PEA e PEF.

4.2 Base de Dados

O número de casos *antidumping* (AD_{it}), iniciados entre 1995 e 2013 ($\sum t = 19$ anos) pelos principais usuários do mecanismo *antidumping* ($\sum i = 46$ usuários AD), é catalogado e disponibilizado pelo *World Trade Organization* (WTO, 2014). O mesmo ocorre com os casos iniciados contra estes países (AD^*). Todos os demais dados descritos nesta seção apresentarão frequência anual referente ao período de 1995 a 2013.¹⁵

No caso da variação da renda interna (ΔY_{it}), considerou-se a variação percentual do PIB, avaliada a preços constantes de 2005, de cada país i . Tais dados estão disponíveis no *World Economic Outlook Database* do *International Monetary Fund* (IMF, 2014).¹⁶ Enquanto isto, a renda externa (Y_{it}^*), associada a um país i , foi obtida subtraindo o PIB deste país (Y_{it}) do PIB mundial (Y_t^{Mundo}). Logo, $Y_{it}^* = (Y_t^{Mundo} - Y_{it})/IPC_t^{Mundo}$. Para tanto, considerou-se o PIB de paridade de poder de compra (PPC) do mundo e de cada país i e o índice de preços ao consumidor referente ao mundo (valor médio), todos disponibilizados pelo IMF (2014).¹⁷ Uma vez calculado Y_{it}^* , foi possível obter a ΔY_{it}^* .

Para o cálculo da taxa de câmbio real (e), utilizou-se a expressão $e_{it} = E_{it} * P_t^*/P_{it}$. Onde E é o câmbio nominal e P^* e P representam o nível de preços externos e internos, respectivamente. Optou-se por utilizar a taxa de câmbio nominal em relação ao dólar (E)

¹³ Assume-se que $c_i \sim \text{gamma}(1, \alpha)$.

¹⁴ y_{it} refere-se à variável dependente; \hat{y}_{it} é o valor estimado de y_{it} após a estimação de Poisson; $e_{it} = (y_{it} - \hat{y}_{it})$.

¹⁵ Note que, como algumas variáveis são utilizadas em diferença (Δ), haverá casos onde será necessário utilizar dados de 1994 a fim de obter a variação entre 1994-1995.

¹⁶ No caso da Lituânia e República Checa, a variação do PIB a preços constantes, referente ao ano de 1995, precisou ser obtida junto às Nações Unidas (2014) e à Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OCDE (2014), respectivamente.

¹⁷ Os PIBs referentes a 1994 e 1995, avaliados em PPC, da Lituânia e República Checa foram obtidos via Nações Unidas (2014).

disponível no *World Bank* (2014).¹⁸ O índice de preços de cada país (*proxy* para P_{it}) e do mundo (*proxy* para P_t^*) foi calculado com base na inflação, mensurada via índice de preços ao consumidor - IPC, do IMF (2014).¹⁹ A partir de e_{it} obteve-se a Δe_{it} usada neste trabalho.

As importações (*IMP*) foram obtidas no módulo de comércio denominado *World Integrated Trade Solution* (WITS) do *World Bank* (2014).²⁰ O saldo em Transações Correntes, em percentual do PIB (TC^{PIB}), está disponível no IMF (2014).²¹ A tarifa média de importação (T^{imp}) e o número de acordos tarifários (*AT*) foram obtidos no WITS - *World Bank* (2014).²² Nos casos onde havia *missings* para T^{imp} e *AT*, recorreu-se ao módulo de comércio denominado *Market Access Map* do *International Trade Centre* - ITC/MacMap (2014).²³

O perfil exportador ($Perf^{exp}$) e importador ($Perf^{imp}$) dos usuários da prática *antidumping* foi definido com base na representatividade dos 3 maiores setores alvo de medidas AD (*i.e.*: Metais, Químicos e setor de Plástico e Borracha) na pauta de exportações e importações. Tanto as exportações quanto as importações de cada país i , desagregadas por setor, são disponibilizadas no módulo WITS do *World Bank* (2014).

A *dummy* de renda foi definida conforme as faixas especificadas pelo *World Bank* (2014). Deste modo, os países foram classificados em renda alta, renda média-alta e renda média-baixa. Assim como Aggarwal (2004), optou-se por subdividir os países de renda alta em membros e não membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Uma vez que a OCDE engloba países considerados desenvolvidos e inclui todos os tradicionais usuários do recurso AD,²⁴ é possível que estes países usem o instrumento AD de forma diferenciada. Quanto à *dummy* geográfica, foram consideradas as seguintes regiões: 1) Ásia Oriental e Pacífico; 2) Europa e Ásia Central; 3) América Latina e Caribe; 4) Oriente Médio e Norte da África; 5) América do Norte; 6) Sul da Ásia; 7) África Subsaariana. A análise descritiva das variáveis desta seção (TABELA 1) revela que, em média, cada usuário *antidumping* (AD)

¹⁸ Em alguns casos, não foi possível obter a taxa de câmbio nominal via *World Bank* (2014). No caso da União Europeia, tais dados existem apenas após 1999. Para obter as taxas entre 1994 e 1999, foi utilizado o índice da taxa de câmbio nominal efetiva (2005=100) referente à Zona do Euro, disponibilizada pelo IMF/EconStats (2014). No caso do Equador, manteve-se a mesma cotação após o ano 2000 (ano em que este país atrelou sua moeda ao dólar). A Eslovênia adota o Euro e passa acompanhar a taxa de câmbio nominal da União Europeia a partir de 2007. A taxa de câmbio nominal de Honduras, referente ao ano de 2013, foi obtida em OANDA (2014).

¹⁹ No caso da Lituânia (entre 1994 e 1999) e República Checa (entre 1994 e 1995), tais dados precisaram ser coletados via Nações Unidas (2014).

²⁰ Ainda assim, algumas informações faltantes precisaram ser calculadas através da variação anual das importações de bens e serviços, disponível no IMF (2014). Além disso, para calcular as importações da União Europeia (U.E.), referentes ao período de 1994 a 1999, somaram-se as importações de todos os membros que aderiram ao grupo até 2004, disponíveis nas Nações Unidas (2014). O fato é que os dados de casos AD (variável dependente), obtidos via WTO (2014), de países que aderiram neste ano, ou após o mesmo, estão desagregados da U.E. [e.g.: Eslovênia (2004), Letônia (2004), Lituânia (2004), Polônia (2004), República Checa (2004) e Bulgária (2007)].

²¹ No caso da Lituânia e República Checa, para o ano de 1994, utilizou-se as exportações e importações de bens e serviços e o PIB corrente, disponibilizados via Nações Unidas (2014), a fim de calcular a participação das transações correntes no PIB.

²² Como nenhuma das bases consideradas apresentava o número de acordos tarifários realizados pela União Europeia (U.E.), optou-se por calculá-lo de forma indireta. Logo, $AT_{U.E.} = AT_{mundo} - AT_{amostral}$. Onde, $AT_{amostral}$ corresponde a todos os acordos realizados pelos países considerados neste trabalho.

²³ Ainda assim, não foi possível obter estas informações para todos os períodos e países analisados. Nestes casos, os *missings* foram substituídos pela média de acordos tarifários (no caso de *AT*) ou a média da tarifa de importação utilizada (no caso de T^{imp}) nos períodos anteriores e posteriores ao *missing*. Quando a informação faltante se localizava no início ou no final da série, repetiu-se o valor imediatamente anterior ou posterior à mesma.

²⁴ "Until 1985, all cases were opened by OECD countries." (AGGARWAL, 2004, p.1046).

iniciou pouco mais de 5 medidas ao ano. O maior número de casos, iniciados em um só ano, foi verificado na Índia em 2002. Neste ano a Índia abriu 81 casos AD. Vale mencionar que este país foi o maior usuário desta prática no período considerado (sendo responsável por mais de 15% de todos os casos). Através do desvio padrão, associado aos casos AD, é possível verificar que a variância ($10.09^2 = 101.8$) é quase 20 vezes maior do que a média (5.13). Segundo Cameron e Trivedi (2009, p.620) este já seria um indicativo de *overdispersion* que poderia comprometer a estimação via Poisson.²⁵ Contudo, ainda é possível (embora improvável) que a média condicional se iguale a variância condicional após a inclusão das demais variáveis explicativas.

Tabela 1. Descrição das Variáveis Utilizadas

Variável	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<i>AD</i>	874	5.13	10.09	0	81
<i>AD*</i>	874	4.48	10.29	0	78
ΔY	874	3.82	3.83	-17.70	18.29
ΔY^*	874	5.60	1.88	-1.20	9.11
Δe	874	8.43	67.41	-99.61	1522.83
ΔIMP	874	11.12	18.84	-55.76	159.33
TC^{PIB}	874	-1.46	6.01	-25.20	39.58
T^{imp}	874	8.94	5.67	1.26	40.91
<i>AT</i>	874	14.09	25.81	1	342
$Perf^{imp}$	874	22.51	4.96	12.44	42.88
$\Delta Perf^{imp}$	874	0.27	7.91	-43.71	65.54
$Perf^{exp}$	874	19.12	10.99	1.38	63.97
$\Delta Perf^{exp}$	874	1.43	17.64	-77.26	197.95

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da seção 4.3.

A Tabela 1 ainda revela que o maior número de casos AD iniciados contra um país em um ano (*AD**) foi 78. Tal fato ocorreu em 2009 com a China, maior alvo de casos AD no mundo (alvo de quase 22% dos casos). A renda interna (ΔY) dos países considerados cresceu num ritmo de 3.8% ao ano. Valor inferior à média de crescimento internacional (5.6%). No caso da Taxa de Câmbio real (Δe), a maior variação foi verificada no Brasil no início da implantação do Plano Real (variação entre 1994 - 1995). As importações dos países analisados (ΔIMP) cresceram a uma taxa de pouco mais de 11% ao ano (valor superior ao crescimento da renda interna - ΔY). Fato que ajuda a explicar a perda de relevância das transações correntes (TC^{PIB}) em termos do PIB no período analisado. As tarifas de importação (T^{imp}) situam-se em torno de 8.9% e, em média, pouco mais de 14 acordos tarifários (*AT*) são realizados anualmente por cada país.

Além disso, os dados indicam que, em média, os países considerados comprometem pouco mais de 22% de suas pautas de importações com produtos oriundos dos setores de Metais, Químicos e Plástico e Borracha ($Perf^{imp}$). A Argentina, em 2002, foi o país onde as importações destes produtos foram mais representativas (quase 43% da pauta de importações). Enquanto isso, o Japão, em 2000, foi que o menos se comprometeu com a importação de tais

²⁵ Para que o estimador de Poisson seja consistente e eficiente é preciso que a $Var(y_{it}|X'_{it}\beta) = E(y_{it}|X'_{it}\beta)$. Contudo, esta hipótese é frequentemente violada. O caso mais comum é a super-dispersão (*overdispersion*) e ocorre quando $Var(y_{it}|X'_{it}\beta) > E(y_{it}|X'_{it}\beta)$.

produtos (pouco mais de 12% da pauta). A importância destes produtos nas exportações dos países analisados ($Perf^{exp}$) ficou em torno de 19.2%. Com destaque para a Nicarágua (cujas exportações dos produtos mencionados não alcançaram nem 1.4% da pauta de exportações em 2012) e a Jamaica (onde tais produtos representaram quase 64% da pauta em 2005). Por fim, parece que os países analisados neste trabalho estão se esforçando para exportar mais produtos oriundos do setor de Metais, Químicos e Plástico e Borracha ($\Delta Perf^{exp}$). A participação destes produtos nas pautas de exportações tem crescido num ritmo mais acelerado que o das importações dos mesmos produtos ($\Delta Perf^{imp}$).

A discriminação das 46 economias analisadas neste trabalho e outras informações referentes à região, faixa de renda [estipulada conforme os critérios do *World Bank* (2014)] e relevância econômica (avaliada em termos de PIB de paridade de poder de compra - PPC) pode ser visualizada na Tabela A.1 (em Anexo).

5. Resultados

Inicialmente, buscou-se verificar se as faixas de renda (D^Y) e a região de origem (D^R), dos países analisados, exerciam alguma influência sobre a abertura de casos *antidumping* (*AD*). Para tanto, foram estimados alguns modelos, denominados "modelos restritos", onde apenas as variáveis *dummies* D^Y e D^R foram consideradas (TABELA 2).

A princípio, tais modelos foram estimados via Poisson de Efeitos Aleatórios (PEA) e Binominal Negativo de Efeitos Aleatórios (BNEA). Em todos os casos, os testes de Razão de Verossimilhança (RV), apresentados na Tabela 2, indicaram que tais especificações seriam preferíveis ao modelo do tipo *Pooled*. Uma vez que o teste proposto por Cameron e Trivedi (1990) acusou a presença de *overdispersion* em ambos os modelos do tipo PEA, concluiu-se que o modelo Binomial Negativo seria o mais adequado para avaliar os modelos com *dummies* de renda e com *dummies* de região.²⁶

Os modelos do tipo BNEA indicam que países de regiões como Ásia Oriental e Pacífico (-0.595), Europa e Ásia Central (-1.166), América Latina e Caribe (-0.544) e Oriente Médio e Norte da África (-1.047) tendem a iniciar menos casos *antidumping* quando comparados aos países da América do Norte (D^{R5}). Embora a região de origem do usuário *antidumping* (D^R) seja relevante, os critérios de Akaike (aic) e Bayesiano (bic), referentes aos Modelos BNEA, sugerem que as faixas de renda (D^Y) seriam ainda mais importantes para explicar o uso do instrumento AD. Os resultados do modelo BNEA indicam que a abertura de casos AD está diretamente relacionada à faixa de renda dos países. Assim, quanto maior a renda, maior é o número de casos AD. Contudo, verifica-se que o fato de não pertencer à OCDE (D^{Y1}) inibe drasticamente a abertura de processos AD por um país. De acordo com os resultados, até mesmo países de Renda Média - Baixa (D^{Y4}) tenderiam a iniciar mais casos que os países de Renda Alta, não pertencentes à OCDE (TABELA 2).

Embora os resultados da Tabela 2 indiquem que tanto a faixa de renda (D^Y) quanto a região (D^R) possam afetar a abertura de casos AD, a literatura sobre o tema sugere que diversos outros fatores também poderiam fazê-lo (ver seção 3). Sendo assim, tais variáveis foram incluídas nas estimações (TABELA 3) a fim de verificar empiricamente o efeito dos principais

²⁶ Tal resultado já era esperado. A análise descritiva das variáveis, apresentada na Tabela 1, já havia indicado que a variância incondicional associada à *AD* era quase 20 vezes maior que a média incondicional desta variável.

determinantes da prática AD, descritos pela literatura, e testar se a inclusão destes fatores modificaria o efeito das *dummies* de renda e região obtidos na Tabela 2.

Tabela 2. O impacto da renda e da região sobre a abertura de casos AD (Modelos Restritos)

OBS: 874 Variável Dependente: AD	Dummies de Renda		Dummies de Região	
	PEA	BNEA	PEA	BNEA
$D^{Y1} \Rightarrow$ Renda Alta (não membros OCDE)	Omitida	Omitida	-	-
$D^{Y2} \Rightarrow$ Renda Alta (membros OCDE)	2.396***	2.251***	-	-
$D^{Y3} \Rightarrow$ Renda Média - Alta	1.993***	1.867***	-	-
$D^{Y4} \Rightarrow$ Renda Média - Baixa	2.003***	1.668***	-	-
$D^{R1} \Rightarrow$ Ásia Oriental e Pacífico	-	-	-1.223	-0.595*
$D^{R2} \Rightarrow$ Europa e Ásia Central	-	-	-1.559	-1.166***
$D^{R3} \Rightarrow$ América Latina e Caribe	-	-	-1.817*	-0.544*
$D^{R4} \Rightarrow$ Oriente Médio e Norte da África	-	-	-2.379**	-1.047**
$D^{R5} \Rightarrow$ América do Norte	-	-	Omitida	Omitida
$D^{R6} \Rightarrow$ Sul da Ásia	-	-	0.126	-0.646
$D^{R7} \Rightarrow$ África Subsaariana	-	-	-0.420	-0.690
Cte.	-0.395	-1.620***	2.901***	0.860***
Testes de Qualidade dos Modelos				
aic	4828.82	3437.41	4830.48	3467.66
bic	4852.69	3466.05	4868.67	3510.62
Razão de Verossimilhança - RV	6838.9***	613.8***	5066.4***	462.1***
Cameron e Trivedi (1990) - <i>Overdispersão</i>	2.852***	-	0.981***	-

Notas: 1)* $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 2) A RV para o Poisson testa: $H_0: [\alpha = 0]$ vs. $H_1: [\alpha \neq 0]$. Onde $\alpha = c_i$ [ver Cameron e Trivedi (2009, p. 622-624) e seção 4.1 deste trabalho]; 3) A RV para o Binomial Negativo testa: $H_0: [Pooled Bin. Neg.]$ vs. $H_1: [BNEA]$.

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA 11.

Assim como foi verificado anteriormente (TABELA 2), os resultados dos testes de Razão de Verossimilhança (RV), apresentados na Tabela 3, indicam que os modelos não devem ser estimados via *Pooled Poisson* ou *Pooled Binomial Negativo*. Além disso, verificou-se a presença de *Overdispersion*. Logo, os modelos do tipo Binomial Negativo são preferíveis ao Poisson. A análise do teste de Hausman (1978) revela que os modelos de Efeitos Aleatórios são sempre preferíveis ao de Efeitos Fixos. Portanto, com base nestes testes, concluiu-se que a estimação via modelo Binomial Negativo de Efeitos Aleatórios (BNEA) era a mais adequada para descrever a utilização da prática *antidumping* (AD).

Vale destacar ainda que a comparação entre os critérios aic e bic dos modelos (d) e (f) (TABELA 3) com aqueles obtidos nos modelos da Tabela 2 (estimados via BNEA) indicam que a inclusão das variáveis explicativas foi benéfica. Contudo, a estimação via BNEA [modelos (d) e (f)], se revelou bastante restritiva e, com exceção das *dummies*, apenas AD^* e $\Delta IMP(-1)$ se mostraram significativas. De modo geral, parece que a "retaliação" é um importante determinante da prática AD. Os resultados indicam que países que são alvos contumazes de medidas *antidumping* (AD^*) tendem a abrir mais processos que os demais (0.015 e 0.016). Além disso, uma variação positiva nas importações [$\Delta IMP(-1)$], com defasagem de 1 ano, aumentaria a abertura de casos AD (coeficiente igual a 0.006 em ambos os modelos).

Tabela 3, Principais determinantes da abertura de casos *Antidumping*

	Modelos sem <i>Dummies</i>		<i>Dummies</i> de Renda - D^Y		<i>Dummies</i> de Região - D^R		-	D^Y	D^R
	PEA	BNEA	PEA	BNEA	PEA	BNEA	PEF	BNEF	BNEF
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)
AD^*	0.009***	0.015**	0.009***	0.015**	0.009***	0.016**	0.008***	0.014**	0.014*
(-1)	-0.009**	0.002	-0.009**	0.001	-0.009**	0.003	-0.009**	0.000	0.002
(-2)	0.009**	0.010	0.008**	0.008	0.009**	0.009	0.008**	0.008	0.009
ΔY	0.013	0.017	0.014	0.021	0.013	0.019	0.015	0.023	0.022
(-1)	0.001	-0.015	0.002	-0.010	0.002	-0.013	0.002	-0.009	-0.013
(-2)	0.001	0.008	0.002	0.012	0.002	0.012	0.002	0.012	0.013
ΔY^*	-0.069***	-0.031	-0.070***	-0.032	-0.070***	-0.037	-0.071***	-0.033	-0.040
(-1)	-0.017	-0.034	-0.017	-0.038	-0.017	-0.031	-0.018	-0.040	-0.034
(-2)	-0.017	0.007	-0.018	0.002	-0.018	-0.002	-0.017	0.005	0.002
Δe	0.000	0.001	0.000	0.002	0.000	0.001	0.000	0.002	0.001
(-1)	-0.005***	-0.005	-0.005***	-0.004	-0.005***	-0.004	-0.005***	-0.004	-0.005
(-2)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
ΔIMP	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
(-1)	0.000	0.006*	0.000	0.006*	0.000	0.006*	0.000	0.006*	0.005
(-2)	0.004**	0.001	0.004**	0.002	0.004**	0.002	0.004**	0.001	0.001
TC^{PIB}	-0.016	-0.012	-0.015	-0.010	-0.015	-0.012	-0.016	-0.013	-0.015
(-1)	-0.037***	-0.035	-0.037***	-0.031	-0.037***	-0.036	-0.037***	-0.032	-0.039*
(-2)	0.013	-0.014	0.014	-0.012	0.013	-0.015	0.013	-0.015	-0.018
AT	0.002***	0.003	0.002***	0.003	0.002***	0.003	0.002***	0.003	0.003
(-1)	-0.005***	-0.004	-0.005***	-0.003	-0.005***	-0.004	-0.005***	-0.004	-0.004
(-2)	0.002*	0.002	0.001*	0.002	0.002*	0.003	0.001*	0.002	0.002
T^{imp}	0.006	0.017	0.007	0.017	0.006	0.018	0.005	0.013	0.014
(-1)	-0.032**	-0.023	-0.032**	-0.015	-0.032**	-0.016	-0.031**	-0.014	-0.016
(-2)	0.057***	0.041*	0.057***	0.036	0.057***	0.037	0.057***	0.036	0.038
$Perf^{imp}$	0.014	0.056	0.015	0.060	0.015	0.057	0.014	0.057	0.050
(-1)	0.095	0.043	0.095	0.030	0.097	0.039	0.099	0.036	0.045
(-2)	-0.148***	-0.112	-0.149***	-0.102	-0.148***	-0.110	-0.149***	-0.100	-0.115
$\Delta Perf^{imp}$	-0.005	-0.016	-0.005	-0.016	-0.005	-0.015	-0.005	-0.016	-0.015
(-1)	-0.032***	-0.027	-0.032***	-0.023	-0.032***	-0.025	-0.032***	-0.024	-0.027
(-2)	-0.009***	-0.006	-0.009***	-0.005	-0.009***	-0.006	-0.009***	-0.006	-0.006
$Perf^{exp}$	-0.050**	0.000	-0.050**	-0.004	-0.050**	0.003	-0.053**	-0.004	0.005
(-1)	0.031	0.017	0.031	0.019	0.031	0.013	0.032	0.019	0.012
(-2)	-0.020	-0.010	-0.020	-0.006	-0.021	-0.003	-0.021	-0.003	-0.001
$\Delta Perf^{exp}$	0.013***	0.001	0.013***	0.002	0.013***	0.001	0.014***	0.003	0.002
(-1)	0.001	-0.005	0.001	-0.005	0.001	-0.005	0.001	-0.005	-0.004
(-2)	0.006***	-0.004	0.006***	-0.004	0.006***	-0.005	0.006***	-0.004	-0.004
D^{Y1}	-	-	Omitida	Omitida	-	-	-	Omitida	-
D^{Y2}	-	-	2.110***	1.989***	-	-	-	2.219***	-
D^{Y3}	-	-	1.746**	1.692***	-	-	-	1.914***	-
D^{Y4}	-	-	1.395*	1.619***	-	-	-	1.938***	-
D^{R1}	-	-	-	-	-1.329	-0.566	-	-	-0.483
D^{R2}	-	-	-	-	-1.103	-1.012**	-	-	-0.730*
D^{R3}	-	-	-	-	-1.701*	-0.439	-	-	-0.003
D^{R4}	-	-	-	-	-2.379**	-0.778	-	-	-0.533
D^{R5}	-	-	-	-	Omitida	Omitida	-	-	Omitida
D^{R6}	-	-	-	-	-0.505	-0.698	-	-	-0.622
D^{R7}	-	-	-	-	-0.429	-1.059**	-	-	-1.084**
Cte.	3.248***	0.170	1.532**	-1.574***	4.431***	0.636	-	-1.951***	0.609
Testes de Qualidade dos Modelos									
N	782	782	782	782	782	782	765	765	765
aic	4006.37	3134.3	4006.48	3117.65	4011.31	3137.35	3522.44	2631.15	2649.25
bic	4183.52	3316.12	4197.61	3313.44	4216.43	3347.13	3689.47	2816.74	2848.76
RV	4473.44***	490.81***	3897.14***	466.12***	2877.18***	324.14***	-	-	-
Overdisp.	1.223***	-	1.204***	-	0.758***	-	-	-	-

Teste de Hausman (1978)

1) (c) x (g): 19.72; p=0.987; 2) (e) x (g): 39.99; p=0.297; 3) (d) x (h): 38.04; p=0.468; 4) (f) x (i): 22.80; p=0.993.

Notas: 1)* p<0.10; **p<0.05; *** p<0.01.

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA 11.

As *dummies* de faixa de renda (D^Y) permaneceram significativas e mantiveram a mesma ordenação verificada na Tabela 2. Quanto às *dummies* de região (D^R), a inclusão de mais variáveis no modelo afetou tanto o sinal quanto a significância das mesmas. De acordo com os resultados da Tabela 3, apenas os países da Europa e Ásia Central, D^{R2} (-1.012), e da África Subsaariana, D^{R7} (-1.059), estariam iniciando menos casos AD que os países da América do Norte (D^{R5}) (TABELA 3).

Como é possível que algumas variáveis, de pouca relevância estatística, estejam afetando as demais, buscou-se aprimorar os resultados dos modelos (d) e (f) da Tabela 3, através da exclusão das informações menos relevantes, com base nos critérios aic e bic. Além disso, visto que apenas duas variáveis (com exceção das *dummies*) haviam sido significativas, optou-se por aumentar as faixas de significância de $*p < 0.10$, $**p < 0.05$ e $***p < 0.01$ (TABELA 3) para $*p < 0.15$, $**p < 0.10$ e $***p < 0.05$ (TABELA 4). Obviamente, esta decisão reduz o nível de confiança associado aos resultados (passando de 90% para 85%). Todavia, espera-se que, deste modo, seja possível visualizar com maior clareza aquelas variáveis que poderiam estar afetando a abertura de casos *antidumping* e não haviam sido identificadas nas estimações anteriores.

Os resultados da Tabela 4 são bastante superiores aos modelos (d) e (f) [TABELA 3] no que se refere aos critérios aic e bic. Os coeficientes associados a AD^* e $AD^*(-2)$ foram positivos e significativos em todos os modelos, corroborando a hipótese de "retaliação" encontrada anteriormente. Porém, a variação das importações deixou de ser significativa (ΔIMP). Apesar disto, diversas outras variáveis passaram a sê-lo.

A variação real da renda interna (ΔY), embora significativa, apresentou um sinal não esperado. Os modelos, expostos na Tabela 4, parecem indicar que o crescimento da renda estaria associado a um maior número de casos *antidumping*.²⁷ É importante mencionar que tais resultados contrariam àqueles obtidos por Leidy (1997), Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004) e devem ser analisados com cautela.²⁸

Variações reais na renda externa (ΔY^*) e na taxa de câmbio real defasada [Δe (-1)] foram significativas em boa parte das especificações e apresentaram coeficientes negativos. O mesmo ocorreu com a participação das transações correntes no PIB [TC^{PIB} (-1)], também defasada em 1 ano. Logo, tanto um crescimento da renda externa, quanto uma desvalorização cambial, quanto uma melhora na participação das transações correntes no PIB tenderiam a reduzir o número de casos AD (TABELA 4).

O efeito associado aos acordos tarifários (AT) foi negativo nos modelos (M.1) e (M.2) e positivo no modelo (M.6). Portanto, não foi possível chegar a um consenso sobre o impacto total desta variável. Enquanto isso, o nível médio das tarifas de importação [T^{imp} (-2)] parece afetar a abertura de casos AD com uma defasagem de 2 anos. O sinal desta variável revela que quanto maior for a alíquota média de importação, maior será o número de medidas AD. Novamente, este não era o sinal esperado para esta variável. Segundo Aggarwal (2004), Sudsawasd (2012) e Vandebussche e Zanardi (2008), tarifas de importação menores deveriam estar associadas a um

²⁷ Sudsawasd (2012) também obteve um sinal positivo e significativo associado à renda interna. Porém, o autor utilizava o nível de renda interna e não a variação.

²⁸ A título de sugestão, propõe-se a seguinte reflexão: imagine que a ΔY esteja associada a algum ganho de produtividade ou a uma maior utilização dos fatores de produção. A princípio, se o ganho de produtividade estiver concentrado em poucas firmas, isto poderia piorar a situação relativa das demais firmas domésticas. Além disso, a maior utilização de fatores de produção poderia advir da entrada de novas empresas no mercado. Nos parece que tanto uma concorrência mais acirrada, gerada pela entrada de novas empresas, quanto uma piora relativa das firmas que não conseguiram aumentar a produtividade poderiam justificar a elevação no número de processos AD.

número maior de casos AD. É importante ressaltar que a maioria dos trabalhos mencionados na seção 3 considerou um período de defasagem inferior a 2 anos. Na realidade, o sinal de T^{imp} poderia ter sido negativo caso apenas um ano fosse considerado [ver Modelos (a), (c), (e) e (g) da Tabela 3]. De qualquer modo, o resultado obtido na Tabela 4 não é improvável. Basta assumir que países com altas tarifas de importação são mais protecionistas, de modo geral, o que incluiria não apenas altas tarifas, mas também o uso acentuado de medidas *antidumping*.

Tabela 4. Melhores Modelos com Base nos Critérios AIC e BIC

Modelos com <i>Dummies</i> de Faixa de Renda				Modelos com <i>Dummies</i> de Região			
	(M.1)	(M.2)	(M.3)	(M.4)	(M.5)	(M.6)	(M.7)
AD^*	0.015***	0.014***	0.013***	0.017***	0.018***	0.018***	0.016***
$AD^*(-2)$	0.009**	0.010***	0.009**	0.010***	0.010**	0.010**	0.011***
ΔY	0.026**	0.030***	0.029***	0.027**	0.025**	0.024**	0.025**
ΔY^*	-0.032	-0.045***	-0.045***	-0.041**	-0.034*	-0.033*	-0.039**
$\Delta Y^*(-1)$	-0.032	-	-	-	-	-	-
$\Delta e (-1)$	-0.003	-0.004*	-0.004**	-0.005**	-0.005**	-0.005**	-0.004*
$\Delta IMP(-1)$	0.003	-	-	-	-	-	-
$\Delta IMP(-2)$	0.003	0.003	-	-	-	-	-
$TC^{PIB}(-1)$	-0.050***	-0.051***	-0.052***	-0.058***	-0.060***	-0.058***	-0.060***
AT	0.003	0.003	-	0.003	-	-	-
$AT(-1)$	-0.003*	-0.004*	-	-0.004	-	-	-
$AT(-2)$	0.002	0.003	-	0.003	0.002	0.002*	0.002*
$T^{imp}(-2)$	0.032***	0.031***	0.026***	0.029***	0.025***	0.026***	0.023***
$Perf^{exp}(-1)$	-	-	-	0.015*	0.016**	0.014*	-
$\Delta Perf^{exp}(-1)$	-	-	-	-0.006*	-0.006**	-0.005*	-
$\Delta Perf^{exp}(-2)$	-0.004	-0.004	-	-0.006**	-0.006**	-0.005**	-
D^{Y1}	Omitida	Omitida	Omitida	-	-	-	-
D^{Y2}	1.996***	1.969***	1.931***	-	-	-	-
D^{Y3}	1.660***	1.645***	1.631***	-	-	-	-
D^{Y4}	1.590***	1.599***	1.570***	-	-	-	-
D^{R1}	-	-	-	-0.509*	-	-	-
D^{R2}	-	-	-	-1.001***	-0.648***	-0.584***	-0.447*
D^{R3}	-	-	-	-0.419	-	-	-
D^{R4}	-	-	-	-0.716*	-	-	-
D^{R5}	-	-	-	Omitida	Omitida	Omitida	Omitida
D^{R6}	-	-	-	-0.481	-	-	-
D^{R7}	-	-	-	-0.904***	-0.525	-	-
Cte.	-1.614***	-1.668***	-1.542***	0.238	-0.203	-0.213	0.081
Testes de Qualidade dos Modelos							
aic	3082.83	3080.83	3078.04	3101.72	3095.03	3094.89	3094.04
bic	3176.07	3164.74	3138.65	3204.29	3169.62	3164.82	3149.99

Notas: 1)* $p < 0.15$; ** $p < 0.10$; *** $p < 0.05$.

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA 11.

O perfil de exportação [$Perf^{exp}(-1)$] também se revelou positivo e significativo em alguns modelos [(M.4), (M.5) e (M.6)]. Portanto, há indícios de que países intensivos na exportação de produtos oriundos dos setores de metais, químicos e plásticos e borrachas (principais alvos da prática AD) abririam mais casos AD que os demais (não intensivos). Conforme mencionado anteriormente, haveria duas justificativas para este comportamento: 1) retaliação (visto que, possivelmente, estes países são alvos mais constantes de medidas AD); 2)

manutenção de uma barreira à entrada de novos competidores. Verificou-se ainda que variações no perfil exportador $\Delta Perf^{exp}$, com defasagem de 1 e 2 anos, também afetariam a abertura de casos AD nos Modelos (M.4), (M.5) e (M.6). Os coeficientes negativos obtidos revelam que os países que intensificaram a concentração de suas exportações, nos 3 setores mencionados, acabaram reduzindo o uso do recurso AD (TABELA 4).

Por fim, as *dummies* de faixa de renda (D^Y) mantiveram-se significativas e, no caso do modelo com os melhores critérios aic e bic (M.3), permaneceram com a mesma ordenação verificada nas Tabelas 2 e 3. Quanto às *dummies* de região (D^R), verificou-se que os países da Ásia Oriental e Pacífico (D^{R1}), Europa e Ásia Central (D^{R2}), Oriente Médio e Norte da África (D^{R4}) e África Subsaariana (D^{R7}) adotariam menos medidas AD que os países da América do Norte (D^{R5}). Contudo, a única região que permaneceu significativa em todos os modelos foi Europa e Ásia Central (D^{R2}). Logo, há evidências de que, mesmo após controlar diversos fatores que afetam a prática AD, os países desta região estariam abrindo menos medidas que os demais.

Conclusão

Dado que o mecanismo *antidumping* (AD) se tornou o principal tipo de barreira comercial da atualidade e que as rodadas de Negociação de Tóquio e Uruguai não obtiveram sucesso em conter o avanço destas medidas, este estudo teve por objetivo analisar a influência dos principais determinantes da abertura de processos AD no período posterior à rodada Uruguai (entre 1995 a 2013). Para tanto, os principais trabalhos empíricos desta área foram consultados com o objetivo de definir quais fatores seriam importantes para explicar a abertura de novos casos AD. Deste modo, foi possível elaborar um modelo abrangente, contendo diversas variáveis consideradas relevantes.

As variáveis selecionadas foram agrupadas em uma estrutura de dados em painel, contendo informações de 46 usuários da prática *antidumping* para o período de 1995 a 2013. Uma vez que o número de casos AD apresenta características de uma variável de contagem, os modelos precisaram ser estimados via Poisson ou Binomial Negativo.

Inicialmente, os resultados dos modelos que continham apenas *dummies* indicaram que há diferenças significativas associadas à região e à faixa de renda dos países. Os países da Ásia Oriental e Pacífico, Europa e Ásia Central, América Latina e Caribe, Oriente Médio e Norte da África tendem a iniciar menos casos AD que os países da América do Norte. Além disso, verificou-se que, quanto maior a faixa de renda, maior é o número de casos AD. Contudo, até mesmo países de baixa renda tenderiam a iniciar mais casos que os países de renda alta, não pertencentes à OCDE.

A inclusão de outras variáveis no modelo revelou que a "retaliação" é um importante determinante da prática AD. Portanto, países que são alvos contumazes de medidas AD tendem a abrir mais processos que os demais. Além disso, um crescimento nas importações aumentaria a abertura de casos AD. A ampliação do modelo não alterou o ordenamento ou a significância do efeito associado à faixa de renda. Entretanto, tal especificação revelou que apenas os países da Europa e Ásia Central e da África Subsaariana estariam iniciando menos casos AD que os países da América do Norte.

A exclusão de algumas variáveis pouco relevantes permitiu identificar outros fatores que potencialmente afetariam a abertura de processos AD. De modo geral, este procedimento confirmou a hipótese de "retaliação" e anulou a relevância da variação das importações. Verificou-se ainda que tanto um crescimento da renda externa, quanto uma desvalorização

cambial, quanto uma melhora na participação das transações correntes no PIB tenderiam a reduzir o número de casos AD.

O perfil de exportação também se revelou importante. Há indícios de que países intensivos na exportação de produtos oriundos dos setores de metais, químicos e plásticos e borrachas (principais alvos da prática AD) abririam mais casos AD que os demais (não intensivos). Este comportamento pode estar associado à retaliação, visto que, possivelmente, estes países são alvos mais frequentes de medidas AD. Todavia, os resultados também indicam que países que intensificaram a concentração de suas exportações nestes setores acabaram reduzindo o uso do recurso AD. Tal resultado ainda precisa ser mais bem compreendido.

O crescimento real da renda interna apresentou um sinal contrário ao descrito pela literatura. Assim, uma renda maior tenderia a aumentar o número de casos AD. Este comportamento não é intuitivo e deve ser analisado com cuidado (ver notas de rodapé 27 e 28).

O efeito dos acordos tarifários foi negativo em alguns modelos e positivo em outros. Portanto, não foi possível chegar a um consenso sobre o impacto total desta variável. Enquanto isso, o coeficiente positivo associado ao nível médio das tarifas de importação revelou que quanto maior for a alíquota média de importação, maior será o número de medidas AD. Novamente, este não era o sinal esperado para esta variável. Contudo, boa parte da literatura considerou uma defasagem inferior à utilizada aqui. Na realidade, o sinal desta variável poderia ter sido negativo caso apenas um ano fosse considerado. De qualquer modo, o resultado obtido não é improvável. Basta assumir que países com altas tarifas de importação são mais protecionistas, de modo geral, o que incluiria não apenas altas tarifas, mas também o uso acentuado de medidas *antidumping*.

Por fim, as faixas de renda permaneceram significativas e mantiveram o mesmo sentido da estimação inicial. Ademais, verificou-se que os países da Ásia Oriental e Pacífico, Europa e Ásia Central, Oriente Médio e Norte da África e África Subsaariana adotariam menos medidas AD que os países da América do Norte. Contudo, a única região que permaneceu significativa em todos os modelos foi Europa e Ásia Central. Logo, há evidências de que, mesmo após controlar diversos fatores que afetam a prática AD, os países desta região estariam abrindo menos medidas *antidumping* que os demais.

De modo geral, os resultados deste artigo indicaram que a faixa de renda, a região, o efeito retaliação, os acordos e as tarifas comerciais e algumas variáveis macroeconômicas afetam a abertura de casos *antidumping*. Uma vez que o objetivo deste instrumento é evitar o comércio desleal e que a OMC estabelece regras para a utilização do mesmo, tal influência não deveria ocorrer. Contudo, os resultados de Aggarwal (2004) já haviam indicado que a utilização do recurso AD vai muito além da simples punição ao comércio desleal. Para o autor, o uso deste mecanismo seria muito mais político do que econômico. Assim, os resultados obtidos aqui não apenas corroboram esta análise como aprofundam o conhecimento sobre os fatores que desviam o instrumento AD de seu objetivo. Para Knetter e Prusa (2003) a própria legislação AD, definida pela OMC, propicia o mau uso deste recurso e deveria ser revista. Aggarwal (2004) é ainda mais radical e sugere que a substituição completa da prática *antidumping* por medidas de salvaguarda. Segundo este, tanto as medidas *antidumping* quanto as de salvaguarda teriam objetivos semelhantes. Porém, o fato da salvaguarda incidir sobre as importações oriundas de todos os países, de forma não discriminatória, revelaria a necessidade de ajustamentos internos (*e.g.*: falta de competitividade interna). O que não ocorre no caso do *antidumping*. Caso a prática AD não seja substituída e as regras permaneçam as mesmas deve-se buscar a diminuição de casos contra países em desenvolvimento (AGGARWAL, 2004). Estes países ainda não têm grande tradição

no uso do AD, mas estão ampliando sua participação. Embora ainda faltem estudos sobre uso deste instrumento por parte de países pouco tradicionais, acredita-se que boa parte do uso exacerbado destes países se deva ao efeito retaliação.

Referências

- AGGARWAL, A. **Macroeconomic determinants of antidumping: A comparative analysis of developed and developing countries.** *World Development*, 32(6):1043–1057. 2004.
- BLONINGEN, B. e PRUSA, T. **Antidumping.** *NBER Working Paper* n°. 8398, 2001.
- BLUNDELL, R.; GRIFFITH, R.; REENEN, J. V. **Dynamic Count Data Models of Technological Innovation.** *The Economic Journal*. v.105, n. 429. Mar. 1995.
- BOWN, C. P. **Canada's Anti-dumping and Safeguard Policies: Overt and Subtle Forms of Discrimination.** *The World Economy*. v.30(9), p.1457–1476, Sep. 2007.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. **Regression-based Tests for Overdispersion in the Poisson Model.** *Journal of Econometrics*, 46, 347–364. 1990.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics Using Stata.** *Stata Press*. 2009.
- DAVIS, L. **Ten years of anti-dumping in the EU: economic and political targeting.** *European Centre for International Political Economy - ECIPE: Working Paper* n°. 02/2009.
- DOWNES, T. M. e GREENSTEIN, S. M. **Understanding the Supply Decisions of Nonprofits: Modeling the Location of Private Schools.** *Rand Journal of Economics*. 27, 365–390. 1996.
- FEINBERG, R. M. **Exchange rate and unfair trade.** *Review of Economics and Statistics*, 71(4):704–707. 1989.
- FIRME, V. A. C. e VASCONCELOS, C. R. F. **Impactos de medidas “antidumping” adotadas pelos EUA sobre o setor siderúrgico de Minas Gerais e o restante do Brasil.** *Revista Nova Economia*. Belo Horizonte. 22 (2); 261-302. Maio - Agosto de 2012.
- FIRME, V. A. C. e VASCONCELOS, C. R. F. **Evolução no Uso do Mecanismo Antidumping após a Rodada Uruguai.** Encontro Nacional de Economia - ANPEC. 2013.
- GOURIEROUX, C.; MONFORT A.; TROGNON, C. **Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Theory.** *Econometrica*. 52, 681–700. 1984.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis.** 5th Ed. Prentice Hall. 2002.
- HAUSMAN, J. A. **Specification Tests in Econometrics.** *Econometrica* 46, 1251–1271. 1978.
- HAUSMAN, J. A.; HALL, B. H.; GRILICHES, Z. **Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship.** *Econometrica*. 52, 909–938. 1984.
- IMF - **International Monetary Fund: Data and Statistics/World Economic Outlook Database.** Disponível on line em: www.imf.org. Acesso em 2014.
- IMF/EconStats - **International Monetary Fund/EconStats.** Disponível on line em: http://www.econstats.com/ifs/NorGSc_Eur1_Y.htm. Acesso em 2014.
- IRWIN, D. A. **The Rise of U.S. Antidumping Activity in Historical Perspective.** *The World Economy*, 28 (5): 651-668. 2005.
- ITC/MacMap - **International Trade Centre: Trade Statistics/Market Access Map.** Disponível on line em: <http://www.macmap.org/>. Acesso em 2014.
- KNETTER, M. M. & PRUSA, T. J. **Macroeconomic factors and antidumping filings: Evidence from four countries.** *Journal of International Economics*, 61:1–17. 2003.
- KONING, J.; VANDENBUSSCHE, H. e SPRINGAEL, L. **Import Diversion under European Antidumping Policy.** *NBER Working Paper* no. 7340. 1999.
- LEIDY, M. P. **Macroeconomic Conditions and Pressures for Protection under Antidumping and Countervailing Duty Laws: Empirical Evidence from the United States.** *IMF Staff Papers* 44:132–44. 1997.
- MONTALVO, J. G. **GMM Estimation of Count-Panel-Data Models With Fixed Effects and Predetermined Instruments.** *Journal of Business & Economic Statistics*. 15(1), p.82-89. Jan. 1997.

- MOORE, M. O. & ZANARDI, M. *Trade Liberalization and Antidumping: Is There a Substitution Effect?* *Review of Development Economics*. V.15(4), p. 601–619, Nov. 2011.
- NAÇÕES UNIDAS - *National Accounts Main Aggregates Database* - Disponível on line em: <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>. Acesso em 2014.
- NIELS, G. & FRANCOIS, J. *Business cycles, the exchange rate and demand for antidumping in Mexico*. *Review of Development Economics*, 10(3):388–399. 2006.
- OANDA - *OANDA Corporation: Comparação de Taxas de Câmbio Históricas*. Disponível on line em: <http://www.oanda.com/lang/pt/currency/historical-rates/>. Acesso em 2014.
- OCDE - *Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico/OECD.StatExtracts* - Disponível on line em: <http://stats.oecd.org/>. Acesso em 2014.
- PAPKE, L. E. *Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location*. *Journal of Public Economics*, 45, 47–68. 1991.
- PRUSA, T. *The Trade Effects of U.S. Antidumping Actions*. NBER Working Paper no. 5.440.1996.
- PRUSA, T. J. *On the spread and impact of antidumping*. National Bureau of Economic Research. Working Paper, 7.404. 1999.
- ROSE, N. L. *Profitability and Product Quality: Economic Determinants of Airline Safety Performance*. *Journal of Political Economy*. 98, 944–961. 1990.
- STAIGER, R. e WOLAK, F. *Measuring industry-specific protection: antidumping in the United States*. Brookings papers on Economic Activity, Microeconomics. 1994.
- SUDSAWASD, S. *Tariff Liberalization and the Rise of Anti-dumping Use: Empirical Evidence from Across World Regions*. *The International Trade Journal*, v.26:1, p. 4-18. 2012.
- TAKACS, W. E. *Pressures for Protectionism: an Empirical Analysis*. *Economic Inquiry*. 19:687–93. 1981.
- THEURINGER, M. & WEISS, P. *Do Anti-Dumping Rules Facilitate the Abuse of Market Dominance?* *Institute for Economic Policy - Cologne: Germany - IWP Discussion Paper 2001/3*. 2001.
- VANDEBUSSCHE, H. e ZANARDI, M. *What explains the proliferation of antidumping laws?* *Economic Policy*. V.23(53), p. 93–138, Jan. 2008.
- VANDEBUSSCHE, H. e ZANARDI, M. *The Chilling Trade Effects of Antidumping Proliferation*. *European Economic Review*. 54(6):760-777. 2010.
- VASCONCELOS, C. R. F. e FIRME, V. A. C. *Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007*. *Economia (Brasília)*, 12: 165-184. 2011.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2002.
- WORLD BANK - *World Integrated Trade Solution - WITS/World Bank*. Disponível on line em: <http://wits.worldbank.org/>. Acesso em 2014.
- WTO - *World Trade Organization: Trade Topics/Anti-Dumping*. Disponível on line em: www.wto.org. Acesso em 2014.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers to discuss at Doha?* *The World Economy*, 27(3):403-433. 2004.
- ZEGER, S. L.; LIANG, K.-L.; ALBERT, P. S. *Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach*. *Biometrics*. 44, 1049–1060. 1988.

ANEXO

Tabela A.1. Discriminação da região e faixa de renda dos Países analisados

Nº.	País	Região	Faixa de Renda	PIB per capita		Participação no PIB Mundial
				US\$ PPC (ano base: 2013)	Ranking	
1	Argentina	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	22362.83	18	0.91
2	Austrália	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Alta (OCDE)	45138.39	2	1.03
3	Brasil	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	14987.02	25	2.96
4	Bulgária	Europa e Ásia Central	Renda Média-Alta	16517.69	24	0.12
5	Canadá	América Do Norte	Renda Alta (OCDE)	43253.36	3	1.49
6	Chile	América Latina e Caribe	Renda Alta (OCDE)	22533.54	17	0.39
7	China	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Média-Alta	11867.67	31	15.84
8	Colômbia	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	12775.56	28	0.59
9	Costa Rica	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	14343.69	26	0.07
10	República Checa	Europa e Ásia Central	Renda Alta (OCDE)	27346.98	11	0.28
11	Rep. Dominicana	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	12173.06	30	0.12
12	Equador	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	10908.02	34	0.17
13	Egito	Oriente Médio e Norte da África	Renda Média-Baixa	10869.72	35	0.89
14	União Europeia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (OCDE)	34763.21	5	17.25
15	Guatemala	América Latina e Caribe	Renda Média-Baixa	7289.73	41	0.11
16	Honduras	América Latina e Caribe	Renda Média-Baixa	4592.17	45	0.04
17	Índia	Sul da Ásia	Renda Média-Baixa	5449.82	43	6.65
18	Indonésia	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Média-Baixa	9634.66	36	2.34
19	Israel	Oriente Médio e Norte da África	Renda Alta (OCDE)	32716.89	8	0.25
20	Jamaica	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	8486.95	38	0.02
21	Japão	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Alta (OCDE)	36653.92	4	4.58
22	Jordânia	Oriente Médio e Norte da África	Renda Média-Alta	11639.41	32	0.08
23	Coréia do Sul	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Alta (OCDE)	33791.25	6	1.67
24	Letônia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (não OCDE)	22832.10	16	0.05
25	Lituânia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (não OCDE)	25373.79	12	0.07
26	Malásia	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Média-Alta	23160.29	15	0.68
27	México	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	17389.85	23	2.02
28	Marrocos	Oriente Médio e Norte da África	Renda Média-Baixa	7356.34	40	0.24
29	Nova Zelândia	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Alta (OCDE)	33626.13	7	0.15
30	Nicarágua	América Latina e Caribe	Renda Média-Baixa	4592.82	44	0.03
31	Paquistão	Sul da Ásia	Renda Média-Baixa	4573.52	46	0.82
32	Panamá	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	19080.45	20	0.07
33	Paraguai	América Latina e Caribe	Renda Média-Baixa	8064.31	39	0.05
34	Peru	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	11557.07	33	0.35
35	Filipinas	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Média-Baixa	6596.71	42	0.63
36	Polônia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (OCDE)	23272.80	14	0.88
37	Rússia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (não OCDE)	24297.96	13	3.43
38	Eslovenia	Europa e Ásia Central	Renda Alta (OCDE)	28512.13	10	0.06
39	África do Sul	África Subsaariana	Renda Média-Alta	12506.52	29	0.65
40	Tailândia	Ásia Oriental e Pacífico	Renda Média-Alta	14136.27	27	0.95
41	Trinidad e Tobago	América Latina e Caribe	Renda Alta (não OCDE)	30196.72	9	0.04
42	Turquia	Europa e Ásia Central	Renda Média-Alta	18873.65	21	1.42
43	Ucrânia	Europa e Ásia Central	Renda Média-Baixa	8650.69	37	0.39
44	Estados Unidos	América Do Norte	Renda Alta (OCDE)	53000.97	1	16.45
45	Uruguai	América Latina e Caribe	Renda Alta (não OCDE)	19678.65	19	0.07
46	Venezuela	América Latina e Caribe	Renda Média-Alta	18452.87	22	0.54

Fonte: Elaboração própria com base no *World Bank* (2014) e nos dados do IMF (2014).