

**Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada**

Vinícius de Azevedo Couto Firme

Três ensaios sobre o uso de medidas *antidumping*.

Juiz de Fora
Fevereiro de 2015

**Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós Graduação em Economia**

Três ensaios sobre o uso de medidas *antidumping*.

Autor: Vinícius de Azevedo Couto Firme

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Juiz de Fora - PPGEA/UFJF como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Co-orientador: Prof. Dr. Maurício Vaz Lobo Bittencourt

Juiz de Fora
Fevereiro de 2015

Ficha catalográfica elaborada através do Programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Firme, Vinícius de Azevedo Couto.
Três ensaios sobre o uso de medidas antidumping / Vinícius de Azevedo Couto Firme. -- 2015.
118 f. : il.

Orientador: Cláudio Roberto Fóffano Vasconcelos
Coorientador: Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, 2015.

1. Economia Internacional. 2. Política Comercial. 3. Antidumping. I. Vasconcelos, Cláudio Roberto Fóffano, orient. II. Bittencourt, Maurício Vaz Lobo, coorient. III. Título.

Três ensaios sobre o uso de medidas antidumping

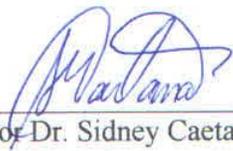
Vinicius de Azevedo Couto Firme

ORIENTADOR: Professor Dr. Cláudio R. Fófano Vasconcelos

Tese de Doutorado submetida ao Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada, da Universidade Federal de Juiz de Fora – UFJF, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Doutor em Economia Aplicada.

Aprovada em: 27/03/2015

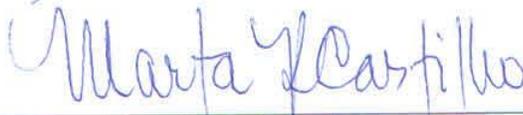
Membros da banca:



Professor Dr. Sidney Caetano – UFJF



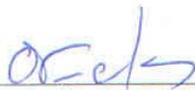
Alvaro Barrantes Hidalgo – UFPE



Prof. Dr. Marta dos Reis Castilho – UFRJ



Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt – UFPR



Professor Dr. Cláudio R. Fófano Vasconcelos - UFJF

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios que analisaram questões inerentes à prática *antidumping* (AD), com enfoque na economia brasileira. O primeiro ensaio analisou a evolução na utilização do instrumento *antidumping* (AD) após a rodada Uruguai, entre 1995 e 2012. Para tanto, buscou-se verificar quais seriam os principais usuários deste recurso e a tendência de uso associada a diversas economias. Testou-se ainda a hipótese de que países poderiam convergir em termos da abertura de casos AD e de que efeitos espaciais estariam envolvidos neste processo. Por fim, foi criado um critério para identificar países que favorecem os setores mais competitivos através da prática AD. Os resultados revelaram que o Brasil foi o único grande usuário que esteve na contramão da tendência geral de queda na abertura de casos AD. Enquanto isso, a China foi o principal alvo deste mecanismo e uma das poucas a apresentar uma tendência de crescimento neste quesito. Verificou-se que há convergência no uso deste instrumento apenas quando o PIB é considerado e que Turquia e União Européia parecem favorecer as indústrias mais competitivas através da prática AD. O segundo ensaio analisou os principais determinantes da abertura de processos *antidumping* 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. O terceiro ensaio analisou a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* no Brasil e na Argentina. Notavelmente, somente um trabalho deste tipo havia sido realizado para um destes países (Brasil) e os autores rejeitaram o efeito de fatores macroeconômicos. Como este tipo de análise geralmente não conta com grandes amostras, o que limita a inclusão de variáveis no modelo, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu superar os demais trabalhos no que se refere à inclusão de variáveis. Conforme recomenda-se, os modelos foram estimados via regressão de Poisson. Os resultados revelaram que tanto o Brasil quanto a Argentina são afetados por fatores macroeconômicos. Contudo, os modelos tradicionais (agregados) tenderiam a negar ou minimizar tal influência sobre a economia brasileira e supervalorizar este efeito na Argentina. Assim, a utilização de dados desagregados se mostrou útil a este tipo de análise.

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

Código JEL: F10; F13; F14; F15.

ABSTRACT

This thesis consists of three studies that analyzed the use of antidumping (AD), focusing on the Brazilian economy. The first article verified how the main economies have used the AD after the Uruguay round, between 1995 and 2012. Therefore, some techniques were employed in order to reveal the main users of this instrument and the trend of using associated to each one of them. We also tested the hypothesis that countries could converge in terms of the number of AD cases and if spatial effects could be involved in this process. Finally, a criterion was established in order to identify countries that usually favor the most competitive sectors through AD practice. The results revealed that Brazil was the only heavy user that was counter to the general downward trend verified on the AD cases. Meanwhile, China was not only the main target of this mechanism but the cases against this country showed a growth trend also. Furthermore, we found convergence in the use of this instrument only when the economic weight of these countries was considered and our index indicated that Turkey and the European Union seem to be favoring the most competitive industries through the AD practice. The second article analyzed the main determinants of opening of AD cases 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. The third article analyzed the influence of macroeconomic factors on the opening of AD cases in Brazil and in Argentina. Notably, such research had been done only to one of these countries (Brazil) and the authors rejected any macroeconomic influences. Since this type of analysis usually does not have large samples, the relevant variables were selected using the Sala-i-Martin (1997) test. This procedure allowed us to surpass the other articles regarding the inclusion of variables. As recommended, the models were estimated by Poisson regression. It was evidenced by the results that both Brazil and Argentina are affected by macroeconomic factors. However, the traditional (aggregated) models would tend to deny or minimize such influence on Brazilian economy and overestimate this effect in Argentina. Thus, the use of disaggregated data seems to be useful in this type of analysis.

Keywords: International Economics; Trade Policy; Antidumping.

JEL Code: F10; F13; F14; F15.

SUMÁRIO

PÁG.

INTRODUÇÃO.....	01
I. Protecionismo <i>versus</i> Liberalismo	01
II. Surgimento, difusão e problemas associados ao mecanismo <i>Antidumping</i>	02
II. Objetivos da Pesquisa e Principais Resultados.....	05
ENSAIO 1 - Evolução no Uso do Mecanismo <i>Antidumping</i> após a Rodada Uruguai	08
1.1. Introdução	08
1.2. Evolução da Utilização do Instrumento <i>Antidumping</i>	10
1.3. Metodologia e Base de Dados.....	15
1.3.1 Tendências Associada à Prática AD.....	15
1.3.2 Agrupamento dos Usuários de Medidas AD por Setor Alvo.....	16
1.3.3 Influência de Fatores Espaciais sobre os casos AD e convergência.....	18
1.3.4 Perfil dos Usuários AD quanto ao tipo de Setor Protegido.....	21
1.3.5 Base de Dados.....	23
1.4. Análise dos Resultados	23
Conclusão	34
ENSAIO 2 - Principais Determinantes da Abertura de Casos <i>Antidumping</i> : Uma análise via Poisson com Dados em Pannel.....	38
2.1. Introdução	38
2.2. O uso do mecanismo <i>Antidumping</i> : Discriminação por Região e Faixa de Renda	40
2.3. Principais Determinantes da abertura de casos <i>Antidumping</i>	42
2.4. Metodologia e Base de Dados	44

2.4.1	Estimação dos Modelos de Poisson e Binomial Negativo em Painel.....	46
2.4.2	Base de Dados.....	51
2.5.	Resultados	55
	Conclusão	61
ENSAIO 3 - O Efeito de Variáveis Macroeconômicas sobre a Efetividade de Medidas	<i>Antidumping</i> : Uma Análise Robusta para a economia Brasileira e Argentina	65
3.1.	Introdução	65
3.2.	A utilização do mecanismo <i>Antidumping</i> no Brasil e Argentina	68
3.2.1	Legislação <i>Antidumping</i> na Argentina	69
3.2.2	Legislação <i>Antidumping</i> no Brasil	70
3.3.	Casos Antidumping iniciados no Brasil e na Argentina entre 1995 e 2010	72
3.4.	Estudos empíricos sobre a influência de Fatores Macroeconômicos na abertura de processos	
	<i>Antidumping</i>	77
3.5.	Metodologia e Base de Dados	80
3.5.1	O Modelo Econométrico	81
3.5.2	O problema da Seleção das Variáveis e Defasagens.....	84
3.5.3	O Método Robusto de seleção de variáveis relevantes de Sala-i-Martin (1997)	86
3.5.4	Descrição da Base de Dados	88
3.6.	Resultados	93
	Conclusão	103
CONSIDERAÇÕES FINAIS		106
REFERÊNCIAS		109
ANEXOS		117

INTRODUÇÃO

I. Protecionismo *versus* Liberalismo

Quando se trata de comércio internacional, é possível notar uma divisão entre os economistas. De um lado, tem-se a corrente liberal argumentando que cada país deve exportar aquilo que produz com maior eficiência em um ambiente livre de barreiras (SMITH, 1776; RICARDO, 1821; HECKSCHER, 1919 e OHLIN, 1933). Para estes autores, a concorrência garantiria que tais países se especializassem nos produtos que obtém algum tipo de vantagem, o que aumentaria tanto a curva de possibilidade de produção quanto o nível de bem-estar mundial. Embora tais modelos estejam baseados na concorrência perfeita, Krugman (1979), usando a teoria da firma de Chamberlin (1933), mostra que mesmo sob a hipótese de economias de escalas e concorrência imperfeita, é possível obter um resultado favorável à liberalização comercial.¹

Alternativamente, há uma corrente que argumenta que o livre comércio poderia ser prejudicial, principalmente, às economias menos desenvolvidas e pouco competitivas. Segundo List (1841), que ficou conhecido por ser favorável à proteção de indústrias nascentes ("*Infant Industries*"), países com indústrias menos desenvolvidas não teriam condições de competir com economias que detém um parque industrial maduro sem algum tipo de intervenção estatal. O autor argumenta que, na realidade, as vantagens (absolutas e relativas) das nações são construídas e não herdadas. Desta forma, o Estado deveria agir para criar as condições necessárias para que tais vantagens se sobressaíssem, o que, muitas vezes, requer um nível de proteção às indústrias nascentes. Baseados em List, diversos autores passaram a criticar a proposta de liberalismo comercial (PREBISCH, 1949 e 1951; KALDOR, 1972, 1977 e 1981; THIRWALL, 1979)².

¹ O autor mostra que, segundo a ideia das economias de escala, os países devem se concentrar na produção de um número limitado de bens. Desta forma, eles obteriam uma vantagem de escala maior do que se tentassem aumentar a variedade de bens. Como o comércio internacional amplia a variedade de produtos disponíveis no mercado, seria possível que cada país produzisse uma variedade restrita, com vantagens de escala, sem que se perdesse a variedade de consumo.

² Posteriormente, Chang (2002), argumentando sobre a economia do século XIX, diria que parte do discurso pró-liberalização da escola clássica estaria sendo influenciada pelos interesses nacionalistas das economias mais desenvolvidas da época. O autor escreveu um livro interessante sobre este assunto onde resgata a história de diversos países considerados desenvolvidos no período e concluiu que muitos deles, incluindo os EUA e vários outros, utilizaram práticas protecionistas antes de atingirem um nível avançado de desenvolvimento.

Embora ambas as correntes tenham seus prós e contras, o fato é que o discurso liberal ganhou força após a II Guerra. Neste período, as nações que se sagraram vitoriosas no conflito estavam preocupadas com a possibilidade de retorno do totalitarismo e buscaram estabelecer uma nova ordem política e econômica baseada no liberalismo. Havia certo consenso de que o excesso de proteção, vigorante após a crise de 1929, havia deteriorado a economia mundial e, desta forma, contribuído para deflagrar a II Guerra.

In the 1930s, when the world was suffering from a serious economic depression, many states tried to find refuge behind various forms of barriers, to protect their economies, like high protective tariffs, quantitative restrictions on imports, exchange controls. During Second World War, it became clear that these restrictions would weigh constantly on the world unless vigorous attempts are made to dismantle and ban them (AYENAGBO ET AL, 2011, P.14).

Porém, a liberalização econômica, através da queda das barreiras comerciais, parecia ser mais atrativa às economias mais competitivas da época. Assim, dado que os países europeus e o Japão estavam destruídos pela guerra e os demais países subdesenvolvidos não possuíam um parque industrial bem estabelecido, dificilmente haveria alguma economia capaz de concorrer com os produtos dos EUA. Conseqüentemente, as primeiras propostas de liberalização multilateral falharam (caso da Organização Internacional de Comércio - OIC), todavia, deram origem a um acordo geral sobre tarifas e comércio (GATT/OMC), que visava diminuir gradualmente as barreiras comerciais (AYENAGBO ET AL, 2011).

II. Surgimento, difusão e problemas associados ao mecanismo *Antidumping*

Conforme ressalta Ossa (2011), através de diversas rodadas de negociação comercial, o GATT/OMC obteve êxito na redução das tarifas e na liberalização multilateral.³ No entanto, à medida que as barreiras tarifárias desapareciam, uma nova forma de proteção (menos transparente), denominada "barreiras não-tarifária" (BNT), surgia. De acordo com Quinn e

³ "According to WTO statistics, industrialized countries have cut their tariffs on industrial products by an average 36 percent during the first five GATT rounds (1942–62), an average 37 percent in the Kennedy Round (1964–67), an average 33 percent in the Tokyo Round (1973–79), and an average 38 percent in the Uruguay Round (1986–94)." (OSSA, 2011 p. 122-123).

Slayton (1982), no início da década de 70, as BNTs haviam evoluído de tal forma que passaram a ser discutidas explicitamente na rodada de negociações promovida pelo GATT/OMC em Tóquio, no período de 1973-79.

Dentre as BNTs, pode-se destacar a prática *antidumping* (AD).⁴ Blonigen e Prusa (2001) alegam que, no início da década de 80, as medidas AD emergiram como uma das principais formas de proteção comercial.⁵ Para Miranda (2003), o grande volume de investigações AD registradas nos anos 80 e 90 foi um retrocesso no processo de liberalização comercial.

Na realidade, Prusa (1999) revela que o GATT/OMC tentou conter o excesso de utilização deste recurso através da Rodada Uruguai (1986-1994). Segundo o autor, a prática *antidumping* foi um dos principais pontos deste encontro, que ficou marcado pela oposição entre países considerados "tradicionais" usuários da prática AD (liderados pelos EUA e União Européia) e os usuários recentes, conhecidos como "não tradicionais" (e.g.: Brasil, Argentina, México, Índia, China, África do Sul entre outros). Todavia, devido aos esforços dos EUA e da Comunidade Européia, não foi possível restringir o uso do recurso AD. Fato que acabou impulsionando a utilização deste mecanismo (PRUSA, 1999). Zanardi (2004) ressalta que esta expansão ocorreu tanto nos tradicionais usuários do AD (como Estados Unidos, Canadá, Comunidade Européia, Austrália e Nova Zelândia), quanto por países como México, Brasil, Argentina, África do Sul, entre outros sem tradição no uso destas medidas.

Embora o mecanismo *antidumping* ainda não atinja uma parcela significativa do volume comercializado internacionalmente, a elevação no número de casos gera incerteza e efeitos negativos sobre o comércio internacional (MIRANDA, 2003, p.2). Para Blonigen e Prusa (2001, p.3), este instrumento seria "simplesmente uma moderna forma de protecionismo", que estaria substituindo as antigas barreiras comerciais. O excessivo uso deste recurso tem levado os estudiosos do comércio internacional a mudar o foco da análise de instrumentos convencionais de política de proteção comercial para a análise dos efeitos e impactos de medidas *antidumping*

⁴ A fixação de preços de produtos exportáveis, a um valor abaixo do normal, com o objetivo de enfraquecer a concorrência externa e ganhar mercado é comumente definida como *dumping*. Assim, ao impor sobretaxas ou quotas de importação aos produtos das empresas que praticam esta modalidade de "comércio desleal", as medidas *antidumping* poderiam reduzir ou, até mesmo, eliminar o prejuízo causado às indústrias domésticas do país importador. Para obter uma taxonomia sobre *dumping*, ver Willig (1998).

⁵ Nas palavras de Blonigen e Prusa (2001, p.1): "*since 1980, GATT/WTO members have filed more complaints under the AD statute than under all other trade laws combined, or that more AD duties are now levied in any one year worldwide than were levied in the entire period 1947-1970.*".

(STAIGER e WOLAK, 1994; PRUSA, 1996 e 1999; KONINGS *et al*, 1999; ZANARDI, 2004; VANDENBUSSCHE e ZANARDI, 2010; FIRME e VASCONCELOS, 2012).

Todavia, para Vasconcelos e Firme (2011, p.167), os estudos sobre a prática AD ficaram muito restritos à análise dos efeitos e impactos causados por estas medidas. Segundo os autores, boa parte dos trabalhos concentra-se neste tópico. Sendo assim, ainda é recente a literatura que busca entender os principais determinantes da abertura de casos *antidumping*. Segundo Aggarwal (2004, p. 1044), "*This literature is still in its infancy.*" Conforme ressaltam Niels e Francois (2006), pesquisas deste tipo, que saem do eixo "EUA - União Européia", seriam ainda mais raras. Este tipo de estudo buscar verificar se o recurso AD estaria sendo influenciado por outros fatores de caráter "não técnico". Hipótese que, se confirmada, configuraria um deslocamento em relação ao seu objetivo principal de correção das distorções provocadas pelo comércio externo desleal (AGGARWAL 2004; FEINBERG 1989, 2005; KNETTER E PRUSA 2003; NIELS E FRANCOIS, 2006; VASCONCELOS E FIRME, 2011).

Outro campo que vem sendo analisado recentemente refere-se à possível utilização estratégica de medidas AD visando impedir a entrada de novos concorrentes. Note que, em se tratando de *antidumping*, é comum caracterizar os países como "tradicionais" e "não-tradicionais" usuários destas medidas.⁶ Todavia, deve-se ter em mente que a petição de um processo *antidumping* não parte dos países e sim das firmas. Logo, uma empresa que se sinta "prejudicada" por algum tipo de comércio desleal, praticado por firma estrangeira, pode recorrer à unidade reguladora de seu país e requerer que um processo seja instaurado. O fato de estas medidas desviarem a atenção referente à falta de competitividade das empresas domésticas em direção às práticas "desleais" de comércio, praticada pelos exportadores, torna as ações *antidumping* atraentes como instrumento de proteção além de lhes conferir um apelo político (ARAÚJO JR. *et al*, 2001). Desta forma, uma petição de processos AD apresenta um caráter estratégico. Visto que poderia inibir a entrada de novos concorrentes em um determinado mercado (FIRME E VASCONCELOS, 2012 p. 271).

De acordo com Porter (1980), a barreira à entrada de novas firmas é uma das principais forças que determinam o nível de competição em um setor ou segmento industrial. Para Peng *et al* (2008, p.925), o efeito das barreiras à entrada é tão importante que deu origem ao termo,

⁶ Ver Prusa (1999, p.1) e/ou Miranda (2003, p.1).

largamente utilizado, "*liability of foreignness*".⁷ No entanto, os autores alegam que, em se tratando de barreiras à entrada, as pesquisas têm se concentrado em variáveis econômicas, como produção em escala e diferenciação da produção, e raramente encontram-se trabalhos baseados em variáveis institucionais, como é o caso das medidas *antidumping*.

Theuringer e Weiss (2001) realizaram um dos primeiros trabalhos a levantar esta hipótese. Segundo os autores, qualquer empresa que entra em um mercado precisa lidar com um nível de "custo afundado".⁸ No entanto, sob um regime *antidumping*, há uma restrição adicional às firmas entrantes, dado que é criada uma regra em que o preço mínimo de mercado é determinado por lei.

Ainda sobre a possível utilização das medidas AD como barreiras à entrada, Mascarenhas e Aakker (1989) revelam que os obstáculos que uma empresa precisa superar para entrar em um novo mercado seriam o principal motivo da formação e manutenção de agrupamentos e ajudariam a explicar o bom desempenho de empresas e, conseqüentemente, países. Conforme Porter (1979, 1989), se não houvesse barreiras, qualquer estratégia bem sucedida seria rapidamente imitada e a rentabilidade entre os grupos tenderia a igualdade. Desta forma, como as medidas *antidumping* dificultariam a entrada de empresas estrangeiras, elas poderiam ser usadas para assegurar a manutenção de grupos comerciais nacionais e inibir o fortalecimento de novos grupos internacionais.

II. Objetivos da Pesquisa e Principais Resultados

Em suma, os trabalhos mencionados nesta introdução revelaram que as medidas *antidumping* parecem surgir como uma nova ferramenta protecionista (em contraste com as tradicionais barreiras tarifárias) usada para burlar as reduções tarifárias impostas pela OMC. Desta forma, parte da literatura de comércio internacional se voltou para a análise deste instrumento. Embora já existam alguns trabalhos sobre os impactos da prática AD sobre o comércio, os fatores que determinam a abertura de processos *antidumping* ainda são pouco explorados, principalmente se o objeto de estudo sair do eixo EUA - Europa. Por fim, verificou-

⁷ *Liability of foreignness (LOF)* representa os custos sociais (não econômicos) associados a empreendimentos realizados no exterior. Estes custos surgem da falta de familiaridade com culturas estrangeiras, da dificuldade em se relacionar em um ambiente externo e da própria discriminação que firmas estrangeiras precisam enfrentar (EDEN e MILLER, 2004).

⁸ *Sunk Cost*, trata-se do custo que não pode ser recuperado.

se que as medidas AD poderiam configurar uma importante barreira à entrada de novos concorrentes no mercado. Logo, considerando a crescente importância do instrumento *antidumping* como mecanismo de proteção e as possibilidades de pesquisa levantadas nesta introdução, este trabalho realizou três ensaios envolvendo a prática AD e a economia brasileira.

O primeiro ensaio analisou a evolução na utilização do instrumento *antidumping* (AD) após a rodada Uruguai, entre 1995 e 2012. Para tanto, técnicas foram empregadas no intuito de revelar os principais usuários deste recurso e a possível tendência associada à estes. Também testou-se a hipótese de que países poderiam convergir em termos da abertura de casos AD e de que efeitos espaciais estariam envolvidos neste processo. Por fim, foi criado um critério para identificar países que favorecem os setores mais competitivos através da prática AD. Os resultados revelaram que o Brasil foi o único grande usuário que esteve na contramão da tendência geral de queda na abertura de casos AD. Enquanto isso, a China foi o principal alvo deste mecanismo e uma das poucas a apresentar uma tendência de crescimento neste quesito. Verificou-se que há convergência no uso deste instrumento apenas quando o PIB é considerado e que Turquia e União Europeia parecem favorecer as indústrias mais competitivas através da prática AD.

O segundo ensaio 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.

O terceiro ensaio analisou a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Notavelmente, somente um trabalho deste tipo havia sido realizado para um destes países (Brasil) e os autores rejeitaram o efeito de fatores macroeconômicos. Como este tipo de análise geralmente não conta com grandes amostras, o que

limita a inclusão de variáveis no modelo, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu superar os demais trabalhos no que se refere à inclusão de variáveis. Conforme recomenda-se, os modelos foram estimados via regressão de Poisson. Os resultados revelaram que tanto o Brasil quanto a Argentina são afetados por fatores macroeconômicos. Contudo, os modelos tradicionais (agregados) tenderiam a negar ou minimizar tal influência sobre a economia brasileira e supervalorizar este efeito na Argentina. Assim, a utilização de dados desagregados se mostra útil a este tipo de análise.

Capítulo 1 - ENSAIO I

Evolução no Uso do Mecanismo *Antidumping* após a Rodada Uruguai

Resumo

Este artigo analisou a evolução na utilização do instrumento *antidumping* (AD) após a rodada Uruguai, entre 1995 e 2012. Para tanto, técnicas foram empregadas no intuito de revelar os principais usuários deste recurso e a possível tendência associada à estes. Também testou-se a hipótese de que países poderiam convergir em termos da aberturas de casos AD e de que efeitos espaciais estariam envolvidos neste processo. Por fim, foi criado um critério para identificar países que favorecem os setores mais competitivos através da prática AD. Os resultados revelaram que o Brasil foi o único grande usuário que esteve na contramão da tendência geral de queda na abertura de casos AD. Enquanto isso, a China foi o principal alvo deste mecanismo e uma das poucas a apresentar uma tendência de crescimento neste quesito. Verificou-se que há convergência no uso deste instrumento apenas quando o PIB é considerado e que Turquia e União Europeia parecem favorecer as indústrias mais competitivas através da prática AD.

1.1. Introdução

Desde a criação do Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT),⁹ em 1947, o mundo presenciou uma efetiva diminuição das tradicionais barreiras comerciais (OSSA, 2011). No entanto, no princípio da década de 70 um novo tipo de medida protecionista, denominada "barreira não tarifária" (BNT), valendo-se de regras obscuras, passou a ser largamente utilizada e se tornou objeto de discussão do GATT/OMC na Rodada Tóquio, no período de 1973-79 (QUINN E SLAYTON, 1982). A situação se agravou na década de 80 e o mecanismo *antidumping* (AD) ficou conhecido por ser o principal tipo de BNT utilizado na época.¹⁰ Segundo Bloningen e Prusa (2001, p.1): "*since 1980, GATT/WTO members have filed more complaints under the AD*

⁹ Que posteriormente viria a ser a Organização Mundial do Comércio (OMC).

¹⁰ Quanto ao caráter obscuro da legislação AD, tem-se que, de acordo com Knetter e Prusa (2003), dois critérios precisam ser satisfeitos para que se caracterize a prática de *dumping*. Primeiro, deve haver provas de que a indústria nacional sofreu grave prejuízo devido às importações. Em segundo lugar, os produtos importados precisam ser comercializados a preços inferiores ao "valor normal" praticado no mercado interno. Como o "valor normal" é geralmente estimado de forma indireta, através do preço dos produtos exportados para outros países (*the price-based method*) ou via indicadores de custos de produção do país de origem (*the constructed-value method*), seu resultado pode ser questionável e, até mesmo, enviesado pelas autoridades reguladoras, deixando o mecanismo AD sujeito à pressão de grupos de interesse (formados por empresas domésticas). Nelson (2004, p.554-555), argumentando sobre este mecanismo, releva que: "*It is, instead, about protection and, both because it wraps itself in the mantle of fairness and because it is obscure and because its details permit greater protection to be delivered than would be the case with simple legislated protection, antidumping protection is particularly bad protection*". Segundo Evenett (2006, p.733): "*An important feature of the implementation of anti-dumping laws is that there is considerable room for discretion by administering officials. (...) This is not to suggest that officials are breaking the law, rather that they may be using the discretion available to them to respond to incentives to supply protection to influential domestic interests and constituencies.*"

statute than under all other trade laws combined, or that more AD duties are now levied in any one year worldwide than were levied in the entire period 1947-1970. "

Este cenário levou as medidas AD de volta à mesa de discussões do GATT/OMC, durante a rodada Uruguai (1986-1994), como o principal assunto a ser tratado. Prusa (1999) revela que estes encontros foram marcados pela oposição entre países considerados "tradicionais" usuários da prática AD (liderados pelos EUA e União Européia) e os "não tradicionais". Devido aos esforços dos EUA e da Comunidade Européia, não foi possível restringir o uso do recurso AD. Fato que acabou impulsionando a utilização deste mecanismo por parte de países pouco tradicionais. 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*".

Embora o mecanismo *antidumping* tenha sido concebido com o propósito de inibir o comércio desleal, evitando que grandes empresas consigam obter monopólio de mercado, alguns autores argumentam que ele é simplesmente uma nova forma de protecionismo (NELSON, 2004; DAVIS, 2009) ou que poderia ser utilizada para fins políticos (ARAÚJO JR. *et al*, 2001; AGGARWAL, 2004; FEINBERG, 1989 e 2005; KNETTER e PRUSA, 2003; NIELS e FRANCOIS, 2006; VASCONCELOS E FIRME, 2011). Theuringer e Weiss (2001) sugerem, inclusive, que a prática *antidumping* poderia servir aos interesses de grandes empresas em detrimento daquelas de menor competitividade.

Portanto, dada a reviravolta entre os usuários AD após a rodada Uruguai, este artigo buscou analisar o uso do instrumento *antidumping* no período de 1995 a 2012. Assim, este trabalho não apenas atualiza os demais realizados, como é o caso de Araújo Jr. *et al* (2001), como revê alguns pontos que haviam sido estabelecidos pela literatura, como a definição de países "tradicionais" e "não-tradicionais" no uso desta ferramenta, proposta por Zanardi (2004). Além disso, avança no tema ao verificar se: 1) os países estão convergindo em termos de aberturas de casos AD; 2) existe algum tipo de efeito espacial envolvido neste processo; 3) os setores mais competitivos poderiam estar se beneficiando deste instrumento de proteção, conforme sugerido por Theuringer e Weiss (2001).¹¹

Além desta introdução, o presente trabalho está estruturado da seguinte forma: A seção 2 contém uma análise histórica da evolução na utilização do instrumento *antidumping*. Os

¹¹ Quanto à importância da convergência e da questão espacial, ver nota de rodapé 20, pág. 14.

trabalhos apresentados nesta seção serviram de motivação para a realização desta pesquisa. Na seção 3 encontra-se a metodologia e a base de dados utilizada para verificar: i) a tendência de uso do instrumento AD, associada a países e setores, após a rodada Uruguai; ii) como os países se assemelham em termos da utilização deste instrumento; iii) a possibilidade de convergência entre países quanto à abertura de novos casos e se existe algum tipo de autocorrelação espacial neste processo; iv) que setores estão sendo favorecidos pelo mecanismo AD. Em seqüência, são apresentados os resultados, conclusão e, ao final da Tese, as referências.

1.2. Evolução da Utilização do Instrumento *Antidumping*

O mecanismo *antidumping* (AD) foi desenvolvido pelo GATT/OMC, baseado na definição de Viner (1923), com o propósito de evitar a concorrência desleal. Em se tratando de comércio internacional isto implica que uma empresa doméstica poderia utilizar tal instrumento sempre que uma firma estrangeira entrar no seu país vendendo produtos abaixo do valor normal praticado internamente. Embora o procedimento de constatação da prática de *dumping* tenha sido aprimorado¹², a regulamentação AD ainda é alvo de diversas críticas.

Nelson (2004) revela que o motivo pelo qual o mecanismo *antidumping* é muito mais voltado para a proteção do que para manutenção do comércio justo se deve à própria regulamentação AD, que segundo ele é obscura e cheia de detalhes que, em muitos casos, permitem ao requerente obter uma proteção maior do que se tivesse procurado outro meio legal.¹³ Na opinião do autor: "*antidumping protection is particularly bad protection. This is a classic "political economy problem": a policy this bad can't be the product of rational policy making, it must be the product of a process distorted by politics.*" Davis (2009, p.1) resume bem a utilização equivocada deste instrumento: "*Most economists are of the opinion that antidumping has little to do with 'unfair' trade. In general, suspicions are high that domestic industries are turning to antidumping as a form of protectionism.*"

¹² Knetter e Prusa (2003) revelam que dois critérios precisam ser satisfeitos para que se caracterize a prática de *dumping*. Primeiro, deve haver provas de que a indústria nacional sofreu grave prejuízo, como uma diminuição de rentabilidade, devido às importações provenientes do exterior. Em segundo lugar, os produtos dos fornecedores estrangeiros precisam ser comercializados a preços inferiores ao "valor normal" praticado no mercado interno.

¹³ Nelson (2004) ainda alega que: "*A simple summary of research on dumping and antidumping would be that: dumping appears not to be much of a problem; but antidumping is a much worse problem than its small coverage and marginal contribution to aggregate protection would imply.*"

Esta falta de transparência sobre a regulamentação dos processos AD contribuiu para que a prática se tornasse uma importante ferramenta de proteção. Araújo Jr. *et al* (2001) ainda destacam outra razão para a vasta utilização deste recurso. Segundo os autores, o fato de estas medidas desviarem a atenção referente à falta de competitividade das empresas domésticas para a questão do "comércio desleal" praticado pelas empresas estrangeiras torna as ações *antidumping* atraentes como instrumento de proteção e lhes confere apelo político.

Desta forma, as medidas AD, valendo-se do argumento de comércio desleal, são geralmente utilizadas para favorecer empresas menos competitivas. Embora tal aplicação não esteja de acordo com os paradigmas da corrente liberal, de que cada país deveria exportar aquilo que produz com maior eficiência em um ambiente livre de barreiras (SMITH, 1776; RICARDO, 1821; HECKSCHER, 1919 e OHLIN, 1933), alguns economistas não descartam a sua utilidade. Para este último grupo, o livre comércio poderia ser prejudicial, principalmente, às economias menos desenvolvidas e pouco competitivas. Segundo List (1841), que ficou conhecido por ser favorável à proteção de indústrias nascentes ("*Infant Industries*"), países com indústrias menos desenvolvidas não teriam condições de competir com economias que detém um parque industrial maduro sem algum tipo de proteção ou intervenção estatal.¹⁴

Apesar da controvérsia sobre a utilização do AD como instrumento de proteção, existe uma possível aplicação deste mecanismo que extrapola as duas correntes de pensamento econômico. Theuringer e Weiss (2001) levantaram a hipótese de que a regulamentação AD pudesse ser utilizada não apenas para favorecer empresas pouco competitivas, mas também àquelas que já apresentam boa competitividade. Desta forma, o mecanismo AD agiria de forma contrária à esperada por seus formuladores. Ou seja, ao invés de inibir o comércio desleal através da proteção de empresas menos competitivas, estaria funcionando como uma espécie de barreira à entrada de novos competidores e, conseqüentemente, contribuindo para o fortalecimento de empresas já consolidadas. Firme e Vasconcelos (2012, p.271) também ressaltam essa

¹⁴ O autor argumenta que, na realidade, as vantagens (absolutas e relativas) das nações são construídas e não herdadas. Desta forma, o Estado deveria agir para criar as condições necessárias para que tais vantagens se sobressaíssem, o que, muitas vezes, requer um nível de proteção às indústrias nascentes. Baseados em List, diversos autores passaram a criticar a proposta de liberalismo comercial clássica (PREBISCH, 1949 e 1951; KALDOR, 1972, 1977 e 1981; THIRWALL, 1979). Posteriormente, Chang (2002), argumentando sobre a economia do século XIX, diria que parte do discurso pró-liberalização da escola clássica estaria sendo influenciada pelos interesses nacionalistas das economias mais desenvolvidas da época. O autor escreveu um livro interessante sobre este assunto onde resgata a história de diversos países considerados desenvolvidos no período e concluiu que muitos deles, incluindo os EUA e vários outros, utilizaram práticas protecionistas antes de atingirem um nível avançado de desenvolvimento.

possibilidade de uso do instrumento AD. Para eles o mecanismo poderia ser usado para inibir a entrada de novos concorrentes em um determinado mercado. Peng *et al* (2008, p.925) argumentam que as pesquisas relacionadas às barreiras à entrada têm se concentrado em variáveis econômicas, como produção em escala e diferenciação da produção, e raramente encontram-se trabalhos baseados em variáveis institucionais, como é o caso das medidas *antidumping*, como forma de barreira.¹⁵

O fato é que, independentemente do tipo de uso que se faça, o instrumento se disseminou. Bloningen e Prusa (2001) alegam que, a partir da década de 80, as medidas AD emergiram como uma das principais formas de proteção comercial. Os autores argumentam que, enquanto barreiras tradicionais, como tarifas e cotas eram eliminadas, pelos acordos do GATT/OMC,¹⁶ as medidas AD se espalhavam.¹⁷ Quinn e Slayton (1982) revelam que, no início da década de 70, este tipo de proteção havia evoluído de tal forma que passou a ser discutida explicitamente na rodada de negociações promovida pelo GATT/OMC em Tóquio, no período de 1973-79.

Em termos da distribuição de sua utilização entre os países, Davis (2009, p.3) declara que o instrumento AD sofreu uma reviravolta a partir da Rodada Uruguai, ocorrida entre 1986 e 1994. Nas palavras do autor: "*In terms of global usage, the introduction of a requirement for countries to report anti-dumping actions in the 1980s revealed the US and EU as heaviest users throughout the 1980s and early 1990s, followed by Australia. They continue to be heavy users. But 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*".

De acordo com Prusa (1999), o instrumento *antidumping* foi um dos principais tópicos desta rodada de negociações, que após os países tradicionais e não tradicionais no uso deste tipo de proteção. "*Broadly stated, the debate pitted antidumping's traditional users, essentially*

¹⁵ Sobre a possível utilização das medidas AD como barreiras à entrada, Mascarenhas e Aakker (1989) revela que os obstáculos que uma empresa precisa superar para entrar em um novo mercado seriam o principal motivo da formação e manutenção de agrupamentos e ajudariam a explicar o bom desempenho de empresas, setores e, possivelmente, países. Conforme Porter (1979, 1989), se não houvesse barreiras, qualquer estratégia bem sucedida seria rapidamente imitada e a rentabilidade entre os grupos tenderia a igualdade. Desta forma, como as medidas *antidumping* dificultariam a entrada de empresas estrangeiras, elas poderiam ser usadas para assegurar a manutenção de grupos comerciais nacionais e inibir o fortalecimento de novos grupos internacionais.

¹⁶ "*According to WTO statistics, industrialized countries have cut their tariffs on industrial products by an average 36 percent during the first five GATT rounds (1942-62), an average 37 percent in the Kennedy Round (1964-67), an average 33 percent in the Tokyo Round (1973-79), and an average 38 percent in the Uruguay Round (1986-94).*" (OSSA, 2011 p. 122-123).

¹⁷ Nas palavras de Bloningen e Prusa (2001, p.1): "*since 1980, GATT/WTO members have filed more complaints under the AD statute than under all other trade laws combined, or that more AD duties are now levied in any one year worldwide than were levied in the entire period 1947-1970.*".

industrialized countries such as the US and EC, against traditional non-users, primarily developing countries" (PRUSA, 1999, p.1). O autor revela que, devido aos esforços dos EUA e da Comunidade Européia, não foi possível restringir o uso do recurso AD. Conseqüentemente, a Rodada Uruguai não apenas foi incapaz de reduzir a utilização deste instrumento dentre os tradicionais usuários, como acabou incentivando seu uso por parte de países pouco tradicionais. Segundo Zanardi (2004), a expansão da prática AD, verificada neste período, ocorreu tanto em países como Estados Unidos, Canadá, Comunidade Européia, Austrália e Nova Zelândia, considerados tradicionais, quanto por países como México, Brasil, Argentina, África do Sul, entre outros sem tradição no uso de medidas *antidumping*.

Observando o Gráfico 1, é possível perceber que o número de casos AD iniciados pelos países membros da OMC, de fato, aumentou após o fim da Rodada Uruguai¹⁸. A elevação no uso deste recurso é notável até o ano de 2001. A partir de 2002, parece haver uma diminuição generalizada na utilização de tais medidas. A literatura ainda não entende completamente os fatores que geram oscilações no número de casos AD. No entanto, Ahn e Shin (2011), ao analisarem o número de casos iniciados entre 1995 e 2009, argumentam que "*the overall trend of AD investigations clearly shows the counter-cyclical movement that the increases of AD investigations during the early and the late 2000s have coincided with global economic recession.*" Para Feinberg (2010) a Rodada Uruguai aumentou o protagonismo de países emergentes e em desenvolvimento quanto ao uso do recurso AD. De tal forma que as oscilações nos casos iniciados passaram a depender, cada vez mais, destes países.¹⁹

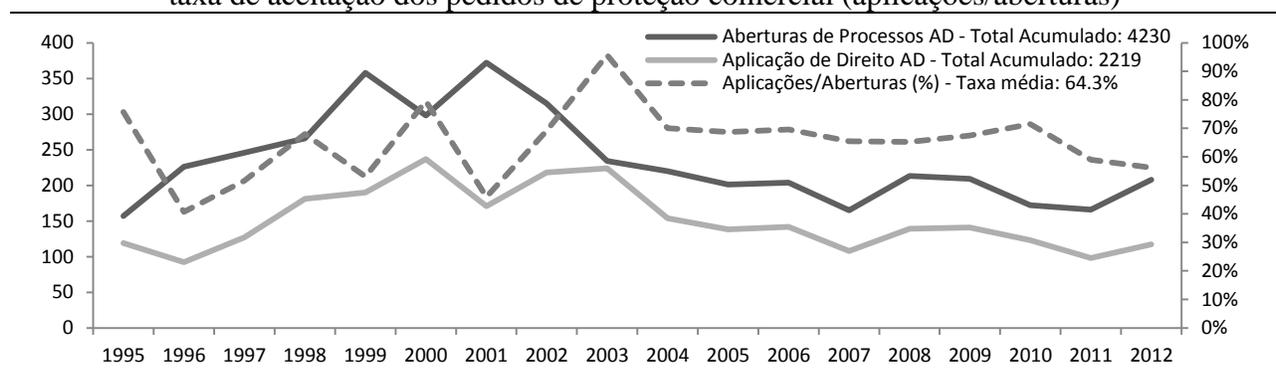
Em 2003, talvez devido ao excesso de casos iniciados no período anterior, ocorre um fato curioso. A relação entre o número de processos abertos e o número de medidas AD aplicadas chegou ao seu pico, atingindo o percentual de 95.6%. Este resultado pode se dever a um acúmulo de medidas julgadas em 2003. Mas, por outro lado, também pode indicar um favorecimento das autoridades reguladoras às empresas petionárias. De qualquer forma, esta relação se estabilizou nos períodos seguintes. Em 2008, 2009 e 2012 o número de casos iniciados voltou a crescer. Esta

¹⁸ Fato ocorrido em 1994.

¹⁹ Segundo Feinberg (2010, p.8): "*antidumping has largely become a problem of the developing world, both in terms of major importing country users (e.g., the three largest users in 2008 were India, Brazil, and Turkey, the three largest users in 2009 so far have been Pakistan, India, and Argentina), and of targets (with China by far the largest exporting country hit by antidumping petitions, but Thailand, Taiwan and Indonesia the next largest targets of cases filed in 2008)*".

nova elevação pode estar relacionada à crise do setor imobiliário americano, que se espalhou pelo mundo gerando reflexos negativos na atividade econômica de diversos países. Niels e Francois (2006) relembram que as investigações *antidumping* nos EUA e na comunidade européia são notoriamente influenciadas pelas condições macroeconômicas como nível de atividade econômica. Porém, nada indica que o número de processos iniciados retornará ao elevado patamar verificado no período 1998-2002.

Gráfico 1. Número de processos Antidumping (AD) iniciados e aplicados entre 1995 e 2012 e taxa de aceitação dos pedidos de proteção comercial (aplicações/aberturas)



Fonte: Elaboração própria segundo os dados da WTO (2013).

Em resumo, esta seção revelou que, devido à obscura regulamentação da prática AD (ver nota de rodapé 10), este mecanismo tem se tornado um dos principais instrumentos de proteção da atualidade. Embora a Rodada Uruguai tenha discutido este problema, ela não foi capaz de reduzir o uso do AD. Na realidade, diversos países considerados pouco tradicionais no uso deste recurso passaram a utilizá-lo com maior intensidade ao fim destas negociações. A elevação no número de processos AD verificada neste período levou alguns autores a sugerir que este instrumento poderia estar sendo utilizado como barreira à entrada de novos concorrentes para favorecer empresas que já são competitivas. Logo, dada a atual utilização do instrumento AD, surgem algumas questões: 1) Quais países passaram a contribuir para a elevação ou diminuição do número de casos AD após a Rodada Uruguai? 2) Quais deles se tornaram os principais alvos destas medidas no período analisado? 3) Que setores se tornaram mais importantes para a abertura de novos casos AD? 4) A maior utilização em um país poderia influenciar seus vizinhos? 5) Estes países estão convergindo em termos do uso deste instrumento? ²⁰ 6) Como

²⁰ Para Aggarwal (2004), os países não tradicionais no uso do AD estariam utilizando este recurso como uma forma de retaliação aos tradicionais usuários. Assim, a convergência no uso do AD poderia reduzir esta prática de forma generalizada, pois amenizaria a retaliação (ver pág. 64). A hipótese do efeito vizinhança ou "efeito contágio" é descrito por Vandebussche e Zanardi (2008) - ver seção 2.3 da presente Tese (pág. 44).

eles poderiam ser agrupados em termos da utilização deste instrumento? 7) Setores mais competitivos estão sendo privilegiados? ²¹ Estas são algumas questões que os métodos apresentados na próxima seção buscam esclarecer.

1. 3. Metodologia e Base de dados

1.3.1 Tendências Associadas à Prática AD ²²

De modo geral, o número de casos AD iniciados entre 1995 e 2012 parece estar diminuindo, principalmente após o ano de 2001, conforme apresentado no Gráfico 1. No entanto, este gráfico não revela quem seriam os maiores responsáveis por esta diminuição. Desta forma, buscou-se testar a tendência de uso do instrumento *antidumping* associada a cada país membro da OMC neste período. Logo após, verificou-se a tendência de cada país e de cada setor²³ ser alvo de medidas AD.²⁴ Para tanto, foi utilizado um modelo simples de tendência linear determinística, conforme descrito por Perron e Yabo (2009, p.1): ²⁵

$$NC_t = \mu + \beta t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde: NC_t são os casos AD iniciados no período t ; μ é a média ou constante; β é um parâmetro de tendência, determinado por $t = 1, \dots, n$. Por fim, ε_t é um termo de desvios aleatórios.

É importante destacar que o modelo proposto na Equação 1 apresenta duas fraquezas que não serão aprofundadas neste trabalho. Em primeiro lugar, não considera a possibilidade de que outras variáveis possam explicar o número de medidas AD iniciadas por cada país. Alguns autores sugerem, por exemplo, que variáveis macroeconômicas poderiam influenciar a abertura destes processos (AGGARWAL, 2004; FEINBERG, 1989 e 2005; KNETTER e PRUSA, 2003,

²¹ A definição de "competitividade" utilizada neste trabalho seguiu a teoria da Base Exportadora (ver seção 1.3.4).

²² McGee (2008) e Bown (2011), também analisam a tendência anual de abertura de casos AD. Contudo, o primeiro autor se baseia somente em análises gráficas e foca apenas nas principais economias asiáticas (China, Japão, Coréia do Sul e Taiwan). Já o segundo autor testa diferentes formas de tendência para diversos países desenvolvidos e em desenvolvimento.

²³ No caso, considerou-se as 21 seções da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM).

²⁴ Note que, quando se testou a tendência de um país ser alvo de medidas AD, a variável NC_t foi, na realidade, o número de casos em que este país foi alvo de medidas AD em cada período t . Já no caso onde o teste recaiu sobre os setores, NC_t representou o número de casos em que cada 1 das 21 seções da NCM foi alvo em cada período.

²⁵ Apesar de simples, esta especificação ainda é utilizada em trabalhos relevantes. Vogelsang e Fomby (2002) utilizaram esta função para avaliar a tendência de aquecimento global. Enquanto isto, Bunzel e Vogelsang (2005), através desta mesma equação, mostraram que há uma tendência de deterioração dos termos de troca oriunda do comércio entre um país exportador de manufaturados com outro exportador de *commodities*. No que se refere à literatura AD, Bown (2011) se vale deste tipo de modelo para avaliar a tendência de abertura de casos AD por parte de países importadores e exportadores.

NIELS e FRANCOIS, 2006, VASCONCELOS E FIRME, 2011). Apesar de ser uma agenda auspiciosa, este não era o foco desta pesquisa. Uma segunda questão refere-se ao grau de liberdade das regressões. Como os dados do *World Trade Organization* (WTO), para países e setores, estão agrupados em periodicidade anual, cada regressão contou apenas com 18 observações. Uma alternativa seria utilizar dados com periodicidades inferiores (semestral, trimestral, mensal...). Embora tais dados sejam disponibilizados pelo Banco Mundial através do trabalho de Bown (2014), a compatibilização dos 4125 casos AD iniciados entre 1995 e 2012 seria exaustiva e constituiria em si uma nova agenda de pesquisa.²⁶ Logo, o leitor deve estar ciente de que os resultados apresentados nas Tabelas 1, 3 e 5 são apenas indicativos de tendência e não encerram a questão.

1.3.2 Agrupamento dos usuários de Medidas AD por setor alvo

O método de Análise de *Clusters* (AC) proposto nesta seção tem por objetivo verificar a existência de grupos dentro de um conjunto de observações. Desta forma, buscou-se agrupar os países membros da OMC segundo a intensidade no uso de medidas *antidumping* por setor alvo. Em outras palavras, se um grupo de países tende a concentrar a abertura de casos AD contra setores específicos, a AC se encarregará de incluí-los no mesmo *cluster* ou agrupamento.

Desta forma, foi possível agrupar os membros da OMC de acordo com a distribuição setorial das medidas AD iniciadas por estes países no período de 1995 a 2012. Para tanto, o primeiro passo consistiu-se em definir algum critério de similaridade (ou dissimilaridade) e um processo de aglomeração (ou desaglomeração) de forma a maximizar tanto a homogeneidade entre os elementos intra-grupos quanto a heterogeneidade dos elementos inter-grupos (MINGOTI, 2007).²⁷

Devido à sua larga utilização neste tipo de abordagem, a distância Euclidiana²⁸ foi escolhida como medida de similaridade (MANLY, 1986; KAGEYAMA E LEONE, 1999; PEREIRA, 2002). Já a seleção da técnica de aglomeração (ou formação de *clusters*) requer que

²⁶ No caso do Brasil, Vasconcelos e Firme (2011) utilizaram dados trimestrais a fim de verificar se fatores macroeconômicos poderiam explicar a abertura de novos casos AD. No ensaio 3, desta Tese, também são utilizados dados trimestrais a fim de analisar os determinantes da abertura de casos AD no Brasil e na Argentina.

²⁷ É importante lembrar que este método, avalia todo um conjunto de relações interdependentes sem estabelecer uma relação de causa e efeito entre as variáveis (não se trata de uma regressão).

²⁸ Considerando uma análise para o caso de 2 vetores, X_l e X_k , com $l \neq k$, a distância euclidiana é: $d(X_l, X_k) = \sqrt{[(X_l - X_k)'I(X_l - X_k)]}$, onde I representa uma matriz identidade.

se defina se o modelo será do tipo Hierárquico ou não. Andrade (2009, p.63-64) argumenta que, quando se trabalha com um número elevado de informações, os métodos não hierárquicos são preferíveis. Segundo este *"os algoritmos computacionais utilizados nos métodos não hierárquicos são do tipo iterativo e, em comparação com os métodos hierárquicos, têm maior capacidade de análise de um conjunto de dados com um grande número de observações"*. Todavia, quando há um número pequeno de indivíduos, a análise hierárquica apresenta a vantagem de possibilitar a visualização do processo de agregação (ou formação de grupos) de toda a amostra. Assim, é possível traçar uma "árvore histórica" do processo de agrupamento, desde o ponto em que cada indivíduo era representante de um único grupo (homogeneidade máxima), até o ponto em que todos os indivíduos se encontram no mesmo grupo (heterogeneidade máxima). Este histórico recebe o nome de "Dendograma" e possibilita uma fácil visualização dos indivíduos mais homogêneos/heterogêneos do conjunto de dados (TIMM, 2002).²⁹

Neste trabalho a análise via dendograma se mostrou atrativa devido ao número reduzido de informações (apenas 47 países iniciaram processos AD entre 1995 e 2012) que possibilitou observar todo o processo de agrupamento dos indivíduos (países). Logo, optou-se pela utilização da análise hierárquica do tipo aglomerativa (mais utilizada), que consiste em iniciar o processo de agrupamento considerando cada indivíduo como um grupo. A partir disso, utiliza-se alguma medida de similaridade para agrupar os elementos continuamente até que exista apenas um grupo contendo todos os indivíduos (KAGEYAMA E LEONE, 1999).³⁰

Por fim, deve-se definir um método de agrupamento hierárquico. A literatura aponta 5 opções: 1) ligação simples; 2) ligação média; 3) ligação completa; 4) método de centróides; 5) método de Ward. A ligação média produz grupos com variância semelhante e tende a apresentar partições melhores que a ligação simples e completa (MINGOTI, 2007). Já os métodos de centróides e o de Ward (1963) partem de uma estrutura de seleção (vetorial) semelhante. Porém,

²⁹ As técnicas não hierárquicas requerem a especificação prévia do número de grupos desejado (k). Assim, em cada estágio do agrupamento, até que se atinja os k grupos, novos *clusters* podem ser estabelecidos através da divisão ou junção de grupos já combinados em passos anteriores. Ou seja, se em algum passo do algoritmo dois elementos tiverem sido colocados num mesmo grupo não necessariamente eles permanecerão juntos na partição final. Por conseguinte, ao contrário do que ocorre nos modelos hierárquicos, não há a possibilidade de construção de dendogramas (ANDRADE, 2009; MINGOTI, 2007).

³⁰ Outra opção seria utilizar a abordagem "Divisiva", que parte do princípio de que todos os indivíduos pertencem ao mesmo grupo. Neste caso, critérios de dissimilaridade são utilizados para desagregar o grupo inicial até que cada grupo contenha apenas um indivíduo (MINGOTI, 2007).

o método de Ward (1963), tende a produzir *clusters* com variância mínima e com um número semelhante de elementos intra-grupos. Afonso e Melão (2007) testaram todos os 5 métodos descritos e verificaram que apenas a Ligação média e o método de Ward apresentaram grupos com coerência econômica. Logo, neste trabalho, optou-se pela ligação média.

1.3.3 Influência de Fatores Espaciais sobre os casos AD e convergência

Esta seção descreve os métodos utilizados para testar a existência de autocorrelação espacial e a convergência envolvendo o número de casos AD iniciados por países tradicionais e não tradicionais durante o período de 1995 a 2012. Em outras palavras, foi verificado se o número de processos abertos por um país poderia ser explicado pelos casos iniciados na sua vizinhança e se países tradicionais e não tradicionais no uso de medidas AD tendem a convergir em relação à utilização deste instrumento (ver nota de rodapé 20, pág. 14).

Para tanto, foi calculado o índice I de Moran³¹, proposto por Cliff e Ord (1981), de tal forma que, valores de I maiores do que o seu valor esperado $E(I) = -1(n - 1)$, indicam que há autocorrelação positiva. Neste caso, a maioria dos países se enquadraria no perfil Alto-Alto (AA) e Baixo-Baixo (BB). Ou seja, aqueles países que abriram muitos casos AD tendem a ter vizinhos que também iniciaram um número elevado de casos (AA). Já os países que usaram pouco este instrumento tendem a ficar próximos de outros que também não o utilizaram de forma intensiva. No caso de autocorrelação espacial negativa, prevalecem associações do tipo Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA).

Zanardi (2006) argumenta que, embora os países em desenvolvimento (novos usuários) tenham começado a utilizar a prática AD como forma de retaliação aos tradicionais usuários, o uso deste recurso tem se deslocado do âmbito "desenvolvidos *versus* países em desenvolvimento". O autor verificou que, nos últimos anos, boa parte das medidas AD iniciadas por países em desenvolvimento tem como alvo os próprios países em desenvolvimento. Logo, é provável que tais países estejam iniciando casos AD como forma de retaliação entre si (para Vandebussche e Zanardi (2008) este seria um dos principais motivos para a proliferação dos casos AD). Conforme argumenta Bown (2011) o excesso de utilização do recurso AD por parte dos países em desenvolvimento têm levado as disputas *antidumping* para um contexto "sul-sul".

³¹ Este índice varia entre -1 e 1.

Sendo assim, utilizou-se o I de Moran a fim de verificar se esta tendência de elevada utilização da prática AD no hemisfério sul e baixo uso no norte poderia ser captada. Desta forma, um valor positivo do teste indicaria que países que utilizam AD de modo excessivo estariam cercados de outros países que também usam este recurso em demasia (*i.e.*: sul). Segundo Cliff e Ord (1981), em termos formais, a estatística I de Moran pode ser expressa como:

$$I_i = \left(\frac{n}{S_0} \right) \left(\frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t} \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (2)$$

Onde z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média.³² W é a matriz de pesos espaciais: os elementos w_{ii} na diagonal são iguais à zero, enquanto que os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente conectada com a região j . O termo S_0 é um escalar igual à soma de todos os elementos de W .³³ Visando aumentar o rigor deste teste, diversas matrizes espaciais foram testadas³⁴ buscando identificar qual delas capta a maior autocorrelação sobre a variável de interesse deste trabalho $\{NC_t\}$ no período analisado.³⁵

Feito isto, testou-se a hipótese de convergência absoluta (β convergência) para os casos *antidumping* iniciados entre 1995 e 2012. Vandenbussche e Zanardi (2008) revelam que até a década de 80 existiam praticamente 5 usuários do recurso *antidumping*. (Austrália, Canadá, UE, Nova Zelândia e EUA). Da década de 80 em diante houve um crescimento acelerado nos casos iniciados por países em desenvolvimento ("*novos usuários*"). Segundo o autor, 61 países passaram a adotar leis *antidumping* entre 1980 e 2003. Sendo assim, o presente artigo pretende verificar se, durante o período analisado, é possível encontrar convergência em termos da abertura de casos AD. Caso esta hipótese se confirme, haverá um indício de que países que adotavam muitas medidas AD no passado estão diminuindo a utilização deste recurso, enquanto aqueles que não eram usuários contumazes estão aumentando. Para Aggarwal (2004) esta constatação poderia diminuir o uso do AD como forma de retaliação (ver nota de rodapé 20).

³² No caso deste artigo, $z_t = NC_t$. Em outras palavras, representa o número de casos AD abertos pelos membros da OMC entre 1995 e 2012.

³³ Quando a matriz de pesos espaciais é normalizada na linha, isto é, quando os elementos de cada linha somam um, a equação (2) fica expressa da seguinte forma: $I_i = (z_t' W z_t / z_t' z_t)$, com $t = 1, \dots, n$.

³⁴ Foram testadas diversas especificações de matrizes espaciais para os K vizinhos mais próximos (K=1, 2, 3, 4, 5, 10).

³⁵ Tal procedimento para seleção da matriz de pesos espaciais está baseado em Baumont (2004, p.13). Na literatura nacional, diversos autores vêm seguindo este método de seleção de matrizes espaciais (OLIVEIRA *et al*, 2011; CARVALHO E ALMEIDA, 2010; MARANDUBA JR. E ALMEIDA, 2009).

Para tanto, a amostra foi subdividida em 2 períodos de 9 anos. Logo, considerou-se a média de casos iniciados entre 1995 e 2003 como período inicial ($t - 1$). Enquanto a média do período 2004-2012 foi o período subsequente (t). Voltando ao Gráfico 1 é possível perceber que $t - 1$ corresponde a um período de elevada abertura de casos *antidumping*, onde ainda há um forte efeito da Rodada Uruguai e diversos usuários pouco tradicionais passaram a utilizar este instrumento de forma mais intensa. Já o período t é marcado pela diminuição e relativa estabilização na utilização do recurso AD. É importante perceber que esta diminuição global verificada entre os períodos $t - 1$ e t não garante que os países estejam convergindo em termos de abertura de casos AD. Para que isto ocorra os usuários intensivos em $t - 1$ precisam ser os maiores responsáveis pela redução de casos verificada entre os períodos.

Cabe ressaltar também que, quando são utilizados dados espaciais (como é o caso deste trabalho) recomenda-se o uso de variáveis intensivas (e não absolutas).³⁶ Anselin (2005) argumenta que isto evita que as variáveis sejam influenciadas pelo tamanho da população ou da área geográfica. Portanto, este procedimento diminui a probabilidade de se obter correlações espaciais espúrias. Assim, foram estimados 2 modelos. Um deles considerou a abertura de casos AD na sua forma absoluta (NC_t), enquanto o outro ponderou o número de processos AD pelo Produto Interno Bruto, avaliado em dólares de paridade de poder de compra (NC_t/PIB_t). A ponderação dos casos AD por algum componente econômico também é feita por Zanardi (2006). Para o autor, seria injusto considerar apenas o número de casos AD iniciados por cada país.

A análise da convergência em economia é oriunda dos trabalhos neoclássicos derivados do modelo de Solow (1956). De acordo com Barro e Sala-I-Martin (1995), a convergência é uma das características-chave destes modelos e implica que uma economia que se encontra inicialmente abaixo do seu estado estacionário tende a crescer mais rapidamente. Desta forma, economias mais pobres tendem a exibir taxas de crescimento maiores que economias mais abastadas, fazendo com que o crescimento de ambas convirja. Neste trabalho foi utilizada uma especificação adaptada destes modelos neoclássicos onde se considerou a inclusão de possíveis efeitos espaciais. Formalmente:

$$\Delta NC_t = \beta_0 + \beta_1(NC_{t-1}) + \rho W(\Delta NC_t) + \varepsilon \quad (\text{Modelo de Defasagem Espacial}) \quad (3)$$

$$\Delta NC_t = \beta_0 + \beta_1(NC_{t-1}) + u \quad \text{Sendo: } u = \lambda W u + \varepsilon \quad (\text{Modelo de Erro Espacial}) \quad (4)$$

³⁶ Para que uma variável absoluta se torne intensiva (ou espacialmente densa) é necessário dividi-la por algum "fator de intensidade". Alguns exemplos de variáveis intensivas são as variáveis *per capita*, por área ou, ainda, as divididas pela quantidade de capital ou trabalho.

Onde: ΔNC_t representa a variação de medidas AD iniciadas entre 1995-2003 (t-1) e 2004-2012 (t); β_0 é a constante e β_1 é um coeficiente que, quando negativo, indica que há convergência entre os usuários de medidas *antidumping*. Além disso, ρ é o coeficiente que acompanha variável dependente defasada espacialmente. Logo, $\rho \neq 0$ sugere a existência de autocorrelação espacial. u é um termo de erro que segue um processo espacial autoregressivo. Sendo assim, $\lambda \neq 0$ indica que os erros são espacialmente correlacionados. Por fim, ε representa um termo de erro normalmente distribuído, com média zero e variância constante $\{\varepsilon \sim (0, \Omega)\}$ e W é a matriz de pesos espaciais utilizada no modelo.

Além das especificações expostas nas Equações 3 e 4, foram realizadas regressões com as variáveis na sua forma intensiva. Logo:

$$\Delta(NC_t/PIB_t) = \beta_0 + \beta_1(NC_{t-1}/PIB_{t-1}) + \rho W[\Delta(NC_t/PIB_t)] + \varepsilon \quad (5)$$

$$\Delta(NC_t/PIB_t) = \beta_0 + \beta_1(NC_{t-1}/PIB_{t-1}) + u \quad \text{Onde: } u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (6)$$

Onde: as equações 5 e 6 representam, respectivamente, os modelos de Defasagem Espacial e Erro Espacial. Ambas as expressões utilizam as variáveis em sua forma intensiva (ponderadas pelo PIB). Os termos β_0 , β_1 , ρ , λ , u , ε e W , incluídas em 5 e 6, têm as mesmas características das Equações 3 e 4.

É importante ressaltar que a confirmação de convergência nas equações 3 e 4, caso em que β_1 é negativo e significativo, implica dizer que qualquer país que tenha adotado muitas medidas AD no passado tenderá a adotar menos no futuro. Enquanto o inverso é válido para os usuários pouco tradicionais. Note que estas especificações não consideram o tamanho econômico (PIB) de cada país. Assim, a convergência seria um resultado improvável, uma vez que indicaria que, no longo prazo, países com elevado PIB (Ex: EUA, China, entre outros) convergiriam com países de menor relevância econômica em termos absolutos da utilização do instrumento *antidumping*. Desta forma, haveria um número de medidas AD que seria comum a estes países (Ex: ambos iniciariam "x" novos casos ao ano). No caso das equações 5 e 6, a iniciação de casos AD efetuada por cada país é ponderada pelo tamanho de sua produção interna (PIB). Conseqüentemente, o peso de cada país é considerado e a convergência se torna mais plausível.

1.3.4 Perfil dos Usuários AD quanto ao tipo de Setor Protegido

Nesta seção buscou-se verificar se países estariam usando o mecanismo AD para privilegiar os setores mais competitivos em detrimento daqueles de menor competitividade, conforme sugerido por Theuringer e Weiss (2001). Para tanto, a teoria da Base Exportadora foi utilizada a fim de definir um critério de competitividade. Deste modo, foram considerados mais competitivos os setores mais representativos na pauta de exportações de seus respectivos países.

Esta teoria, desenvolvida inicialmente por North (1955), foi uma das primeiras a tentar explicar os diferentes níveis de crescimento regional. Segundo esta, existe um conjunto de atividades econômicas que geralmente possuem mercados externos à região (são exportadas) e teriam a capacidade de impulsionar o crescimento e, conseqüentemente, justificariam parte das disparidades regionais. Desta forma, o aumento da base exportadora exerceria um efeito multiplicador sobre as atividades não-básicas, associadas ao mercado interno, elevando tanto o nível de emprego quanto a renda *per capita* (SIRKIN, 1959, TIBOUT, 1977, SOUZA, 1980 e BALASSA, 1989).³⁷

Portanto, a fim de verificar se países privilegiam os setores mais competitivos através da prática *antidumping*, utilizou-se o seguinte procedimento:

$$I_j = Corr \left(\frac{NC_{ij}}{\sum_i NC_{ij}}, \frac{EXP_{ij}}{\sum_i EXP_{ij}} \right) = \left\{ \left[\left(\frac{NC_{i=1,j}}{\sum_{i=1}^{i=21} NC_{i,j}} \right) \dots \left(\frac{NC_{i=21,j}}{\sum_{i=1}^{i=21} NC_{i,j}} \right) \right] \left[\begin{array}{c} \left(\frac{EXP_{i=1,j}}{\sum_{i=1}^{i=21} EXP_{i,j}} \right) \\ \vdots \\ \left(\frac{EXP_{i=21,j}}{\sum_{i=1}^{i=21} EXP_{i,j}} \right) \end{array} \right] \right\} \quad (7)$$

Onde: I_j é um índice de correlação, associado ao país j , que mede o quanto a distribuição da abertura de casos AD, iniciados pelo país j contra setores estrangeiros, está relacionada com a distribuição setorial das exportações deste país j . $NC_{i,j}$ é o número de casos AD iniciados pelo país j contra produtos do setor i ; $EXP_{i,j}$ representa as exportações de produtos do setor i realizada pelo país j (em US\$ de paridade de poder de compra). Além disso, como j representa o país membro da OMC que iniciou casos AD entre 1995 e 2012, $j = 1, \dots, 47$. No caso de i , utilizou-se as 21 seções da NCM para definição dos setores. Assim, $i = 1, \dots, 21$.³⁸

³⁷ Cabe ressaltar que a base exportadora sozinha não explica integralmente o crescimento econômico global, principalmente quando a região se industrializa e aumenta de tamanho. Afinal, se você pensar no mundo como um país, concluirá que não existem exportações, no entanto, a renda cresce (TIEBOUT, 1977).

³⁸ Vale ressaltar que I_j foi multiplicado por 100 neste artigo. Portanto, este índice pode variar entre -100 (caso em que o país j tenderia a iniciar processos AD de forma a privilegiar setores pouco representativos em termos da pauta de exportações) e +100 (onde medidas AD estariam sendo requeridas justamente pelos setores com maior potencial exportador).

No caso da expressão 7, se um país "j" é exportador intensivo de produtos oriundos de um grupo "g" de setores e, ao mesmo tempo, concentra boa parte de suas medidas AD contra estes mesmos setores no estrangeiro "g*", haverá um indício de que este país está favorecendo os setores internos mais competitivos através da prática AD e I_j será maior que zero.

1.3.5 Base de Dados

A abertura anual de casos AD, discriminadas por país requerente, país alvo e pelas 21 seções da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) são disponibilizadas pela *World Trade Organization* (WTO, 2013). O PIB anual corrente de paridade de poder de compra (PPC), usado para ponderar a abertura de casos AD (ver seção 1.3.3 - equações 5 e 6) foi obtido no *World Economic Outlook Database* do *International Monetary Fund* (IMF, 2013). Já as exportações anuais, desagregadas por setor e país (ver seção 1.3.4 - equação 7) estão disponíveis no *International Trade Centre* (ITC, 2013). Vale lembrar que, embora as exportações apresentassem desagregação para os 99 capítulos da NCM, foi preciso agregá-las dentre as 21 seções.

1. 4. Análise dos Resultados

Os resultados oriundos da equação 1 revelam que houve uma tendência de redução na abertura de processos *antidumping* no período de 1995 a 2012. Considerando todos os países membros da OMC, denominados "mundo" na Tabela 1, nota-se que em média 296 casos foram iniciados a cada ano. Além disso, em cada período houve uma tendência de diminuição de aproximadamente 7 casos, o que representa uma diminuição anual de quase 2.4% ao ano.³⁹

Índia, União Européia e os EUA foram os que mais contribuíram para a redução verificada no período. Juntos, eles ajudaram a diminuir em torno de 4.6 medidas AD ao ano, o que representaria mais de 65% da tendência total de diminuição de abertura de processos. Individualmente, a Venezuela parece ter feito o maior esforço em termos de redução na iniciação de casos AD. O país apresentou uma diminuição de mais de 7% ao ano. Porém, sua participação no total de casos é muito tímida (apenas 0.75%) para afetar a tendência global de modo

³⁹ Perceba que o coeficiente de tendência (apresentado nas Tabelas 1, 3 e 5) reflete o caminho da variável dependente em termos absolutos. Ou seja, mostra a tendência de aumento ou diminuição anual de um número específico de casos AD. Assim, ao dividir este valor pelo coeficiente da constante (que reflete o número médio de casos AD iniciados a cada ano) é possível obter a tendência em termos relativos. Em outras palavras, verifica-se a magnitude desta tendência em relação à média. Ao multiplicar este valor por 100, obtém-se uma tendência relativa percentual anual. Logo, se um país abre em média 50 casos ao ano (constante = 50) e foi encontrada uma tendência de diminuição de 5 casos ao ano. O efeito relativo será de $(-5/50) * 100 = -10\%$.

significativo. Já o Brasil parece estar na contramão da maioria dos membros da OMC e foi o único grande usuário do instrumento AD que obteve uma tendência de abertura de novos casos positiva e significativa.⁴⁰ Além disso, sua taxa de crescimento anual (7.7% a. a.) foi a maior, em termos de magnitude, dentre os países analisados (TABELA 1).

Tabela 1. Efeito estimado sobre os países (importadores) demandantes de abertura de processos AD, segundo o número de investigações iniciadas entre 1995 e 2012.⁴¹

Países	Total de Casos	Participação no Total (%)	Estimação via MQO: Obs=18			Efeito Relativo (%)
			Constante	Tendência	R ²	
Tendência Positiva						
Brasil	258	6.25	8.29**	0.64*	0.17	7.72
China	195	4.73	6.65	0.44	0.06	-
Colômbia	56	1.36	2.54*	0.06	0.02	-
Paquistão	71	1.72	-2.14	0.64**	0.26	-
Taipei - China	56	1.36	0.94	0.09	0.04	-
Tailândia	56	1.36	1.76	0.14	0.02	-
Turquia	154	3.73	6.10	0.26	0.03	-
Ucrânia	40	0.97	-0.39	0.27***	0.40	-
Tendência Negativa						
África do Sul	216	5.24	27.96***	-1.68***	0.55	-6.01
Argentina	301	7.30	23.14***	-0.68	0.13	-
Austrália	241	5.84	21.59***	-0.86*	0.22	-3.98
Canadá	165	4.00	15.25***	-0.64**	0.23	-4.20
Chile	20	0.48	2.19***	-0.11*	0.16	-5.02
Coreia do Sul	112	2.72	9.83***	-0.38	0.13	-
Egito	71	1.72	5.88**	-0.20	0.06	-
Índia	663	16.07	37.41***	-0.06	0.00	-
Indonésia	96	2.33	5.63***	-0.03	0.00	-
Israel	45	1.09	3.84***	-0.14	0.08	-
Malásia	48	1.16	3.65**	-0.10	0.04	-
México	106	2.57	8.97***	-0.32*	0.21	-3.57
Nova Zelândia	56	1.36	6.31***	-0.34**	0.34	-5.39
Perú	71	1.72	6.40***	-0.26	0.15	-
União Européia	444	10.76	39.20***	-1.53**	0.34	-3.90
USA	465	11.27	39.50***	-1.44*	0.17	-3.65
Venezuela	31	0.75	5.12***	-0.36***	0.42	-7.03
Resto do Mundo	111	2.69	10.37***	-0.44*	0.18	-4.24
Mundo	4125	100.00	296.00***	-7.03**	0.28	-2.38

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *software* EVIEWS e dados da WTO (2013).

Notas: 1. *p*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; 2. O grupo denominado “resto do mundo” é composto por países que, individualmente, foram responsáveis pela abertura de menos de 20 processos AD no período analisado; 3. O efeito relativo refere-se à constante dividida pela tendência (calculado apenas quando ambos foram significativos).

⁴⁰ Foi considerado “grande usuário” aqueles países que acumularam mais de 100 aberturas de processos AD no período. Desta forma, a Turquia e a China também se encaixariam neste perfil. No entanto, a tendência associada a estes países, apesar de positiva, não foi significativa.

⁴¹ Lembrando que os membros da União Europeia, com o respectivo ano de adesão, são: Alemanha (1952), Áustria (1995), Bélgica (1952), Bulgária (2007), Chipre (2004), Dinamarca (1973), Eslováquia (2004), Eslovênia (2004), Espanha (1986), Estônia (2004), Finlândia (1995), França (1952), Grécia (1981), Hungria (2004), Irlanda (1973), Itália (1952), Letônia (2004), Lituânia (2004), Luxemburgo (1952), Malta (2004), Países Baixos (1952), Polônia (2004), Portugal (1986), Reino Unido (1973), República Checa (2004), Romênia (2007) E Suécia (1995). FONTE: http://europa.eu/about-eu/countries/index_pt.htm. Acesso em 2013.

Uma vez de posse da série de medidas AD iniciadas por cada membro da OMC entre 1995 e 2012, foi possível verificar, através da matriz de correlação entre as séries destes países, se existem membros se comportando de forma semelhante. Os resultados, expostos na Tabela 2, consideraram apenas os casos onde a correlação ficou acima de 0.70. Assim, é possível perceber que 3 pares de países tendem a abrir processos AD de forma semelhante no tempo. São eles: China e Turquia, EUA e Canadá e, por fim, Venezuela e África do Sul. Os motivos que levam estes países a se comportar de forma parecida ainda precisam ser estudados. Contudo, o fato da China e da Turquia pertencerem à Ásia, dos EUA e Canadá estarem localizados na América do Norte, e da Venezuela e África do Sul pertencerem à regiões pouco desenvolvidas do hemisfério sul indica que países de regiões semelhantes poderiam iniciar casos *antidumping* de maneira parecida. Em outras palavras, poderia haver algum tipo de "efeito vizinhança" no processo de abertura destas medidas. De qualquer forma, esta relação ainda precisa ser aprofundada.

Tabela 2. Correlação da abertura de processos AD por país membros da OMC entre 1995 e 2012 (considerando-se apenas os casos de correlação maior que 0.70)

	Canadá	China	África do Sul
Turquia		0.77	
USA	0.74		
Venezuela			0.72

Fonte: Elaboração própria com base no software EVIEWS e dados da WTO (2013).

A Tabela 3 revela que a China não só foi o maior alvo de processos AD, entre 1995 e 2012, como também foi o único dos grandes a apresentar uma tendência positiva neste quesito. A cada ano, aproximadamente 1.5 novos processos envolvendo o país eram acrescentados à sua elevada média de quase 35 casos ao ano. Note que, embora os membros da OMC, denominados "mundo", tenham diminuído o uso deste instrumento a uma taxa de quase 2.4% ao ano. Isto não parece ter ocorrido com a China. Na realidade, os processos envolvendo o país cresceram aproximadamente 4.4% ao ano. Resultados semelhantes já haviam sido encontrados por McGee (2008) e Bown (2011). Este último ainda revela que, entre 1990 e 2009 a China chegou a ser alvo de até 4 vezes mais casos AD do que o segundo país com maior incidência de casos.

Dentre os que deixaram de ser alvo de medidas AD, pode-se destacar o Reino Unido, Polônia, Espanha, França, Itália e Alemanha. Em média, o número de casos abertos contra produtos destes países caiu a um taxa de 5.7% ao ano. Outro resultado relevante da Tabela 3 refere-se ao Brasil. Parece que os produtos brasileiros também passaram a ser alvos menos

recorrentes de processos AD (diminuição de quase 3.6% ao ano). Desta forma, é curioso verificar que o país está aumentando o uso deste instrumento (TABELA 1), apesar da diminuição de casos contra o mesmo.

Tabela 3. Efeito estimado sobre os países (exportadores) alvo de abertura de processos AD, segundo o número de investigações iniciadas entre 1995 e 2012.

Países	Total de Casos	Participação no Total (%)	Estimação via MQO: Obs=18			Efeito Relativo (%)
			Constante	Tendência	R2	
Tendência Positiva						
Argentina	35	0.85	1.89**	0.01	0.00	-
China	884	21.43	34.70***	1.52**	0.26	4.38
Malásia	105	2.55	5.54***	0.03	0.00	-
UE (Demais Países)	90	2.18	4.35**	0.07	0.01	-
Vietnã	34	0.82	0.04	0.19**	0.32	-
Tendência Negativa						
África do Sul	62	1.50	6.15***	-0.28**	0.28	-4.55
Alemanha	93	2.25	10.51***	-0.56***	0.65	-5.33
Brasil	116	2.81	9.78***	-0.35**	0.25	-3.58
Canadá	39	0.95	3.14***	-0.10	0.09	-
Chile	31	0.75	2.77***	-0.11	0.13	-
Coreia do Sul	299	7.25	23.19***	-0.69**	0.24	-2.98
Espanha	47	1.14	5.76***	-0.33***	0.53	-5.73
França	43	1.04	4.95***	-0.27**	0.31	-5.45
Índia	160	3.88	11.89***	-0.32*	0.17	-2.69
Indonésia	168	4.07	12.11***	-0.29	0.11	-
Itália	52	1.26	5.97***	-0.32***	0.55	-5.36
Japão	170	4.12	14.32***	-0.51**	0.27	-3.56
México	56	1.36	4.21***	-0.12	0.08	-
Polônia	31	0.75	3.91***	-0.23***	0.50	-5.88
Romênia	38	0.92	3.86***	-0.18*	0.19	-4.66
Reino Unido	44	1.07	6.07***	-0.38***	0.53	-6.26
Rússia	127	3.08	11.51***	-0.47*	0.21	-4.08
Singapura	47	1.14	3.84**	-0.13	0.04	-
Taipei - China	223	5.41	14.63***	-0.24	0.06	-
Tailândia	168	4.07	10.63***	-0.13	0.03	-
Turquia	57	1.38	3.20***	-0.00	0.00	-
Ucrânia	67	1.62	6.54***	-0.30**	0.30	-4.59
USA	237	5.75	17.20***	-0.42**	0.24	-2.44
Resto do Mundo	602	14.59	53.33***	-3.26***	0.40	-6.11
Mundo	4125	100.00	296.00***	-7.03***	0.28	-2.38

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *software* EVIEWS e dados da WTO (2013). **Notas:** 1. *p*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; 2.O grupo denominado “resto do mundo” é composto por países que, individualmente, foram alvo de menos de 30 medidas AD no período analisado; 3. O efeito relativo refere-se à constante dividida pela tendência (calculado apenas quando ambos foram significativos).

O aumento no uso de medidas *antidumping* contra a China somado à diminuição no uso deste instrumento contra países europeus pode estar refletindo a mudança ocorrida no comércio internacional nos últimos anos. Segundo Amiti e Freund (2008, p.2): "*China's real exports*

increased by more than 500 percent over the last 15 years." ⁴² Logo, é provável que a massiva entrada de produtos chineses no mercado internacional tenha contribuído para a elevação dos casos AD envolvendo o país. Quanto aos países europeus, a queda na produtividade verificada nos últimos anos pode ter afastado este grupo do foco das medidas AD. Kappel (2011, p.3), ao comparar os membros da União Européia (UE) com os BRICs (Brasil, Rússia, Índia e China) declara que: "In the last three decades, having started at a high level, the EU's growth rates are on average lower than those of the regional powers. This indicates a lack of dynamism which gives rise to a creeping loss of economic significance."

A análise da correlação entre as séries dos países alvo de medidas AD no período de 1995 a 2012 (TABELA 4) indica que países da mesma região costumam apresentar séries semelhantes (este resultado é ainda mais forte que o apresentado na Tabela 2).⁴³ Considerando apenas os casos onde a correlação foi maior que 0.75, verificou-se que os casos AD abertos costumam incidir de forma parecida entre: Tailândia e Indonésia (0.90), Rússia e Ucrânia (0.84), Itália e Reino Unido (0.82), Japão e Coreia (0.81), Espanha e Alemanha (0.80), entre outros. Logo, é possível que exista algum tipo de autocorrelação espacial entre os países alvo de medidas AD.

Tabela 4. Correlação dos casos AD iniciados contra países membros da OMC entre 1995 e 2012 (considerando-se apenas os casos de correlação maior que 0.75)

	Alemanha	Argentina	Espanha	Índia	Indonésia	Itália	Japão	Coréia	Romênia	Rússia
Espanha	0.80									
França			0.78							
Indonésia		0.79								
Coréia							0.81			
Polônia			0.79							
Romênia				0.76						
Resto Mundo	0.80		0.77							
Rússia								0.81	0.79	
África do Sul									0.88	
Tailândia		0.76			0.90					
Ucrânia							0.79	0.77	0.83	0.84
Reino Unido						0.82				

Fonte: Elaboração própria com base no software EVIEWS e dados da WTO (2013).

A Tabela 5 mostra quais setores são alvos mais frequentes de medidas AD e a tendência de abertura de processos contra cada um destes setores no período analisado. É importante notar que apenas 3 setores são responsáveis por mais de 61% de todos os casos AD iniciados pelos

⁴² De acordo com estes autores, a explicação deste fenômeno seria decorrente de uma forte mudança na estrutura de exportação chinesa - "China's export structure has transformed dramatically since 1992."

⁴³ Como a correlação média dos países alvo do AD (Tabela 4) foi superior à dos requerentes (Tabela 2), resultando em um maior número de correlações elevadas, optou-se por selecionar apenas os casos superiores a 0.75 (e não 0.70, como na Tabela 2).

membros da OMC. São eles: a indústria dos metais comuns e suas obras (28%), o setor químico (20%) e os produtos de plástico e borracha (13%). Embora os resultados das Tabelas 1 e 3 já tenham indicado uma tendência geral de diminuição no uso deste instrumento, só foi possível verificar esta redução, com significância estatística, em 4 setores (muitos apresentaram sinal negativo porém não foram significativos). Dentre estes, o que mais contribuiu em termos individuais foi o setor de Alimentos e Bebidas (Seção IV), onde se verificou uma diminuição de 5.6% ao ano. No entanto, devido à maior representatividade do setor de Máquinas e Equipamentos Elétricos (XVI), alvo de pouco mais de 8.7% dos casos, acredita-se que este tenha sido o que mais favoreceu a diminuição observada na tendência geral.⁴⁴

Tabela 5. Efeito estimado sobre os setores alvo de abertura de processos AD, segundo o número de investigações iniciadas entre 1995 e 2012.

Setores	Total de Casos	Participação no Total (%)	Estimação via MQO			Efeito relativo (%)
			Constante	Tendência	R ²	
I Animais vivos e produtos	54	1.31	4.84***	-0.19	0.09	-
II Produtos Vegetais	55	1.33	4.32***	-0.13	0.07	-
III Gorduras, óleos animais e vegetais	14	0.34	0.84	-0.01	0.00	-
IV Alimentos preparados; bebidas, licores, vinagre, tabaco	56	1.36	6.64***	-0.37**	0.33	-5.57
V Produtos minerais	73	1.77	6.77***	-0.29	0.14	-
VI Ind. Química e conexas	839	20.34	53.23***	-0.70	0.03	-
VII Artigos de Plástico e borracha	532	12.90	37.10***	-0.79	0.14	-
VIII Tripas, peles, couro, bolsas e etc. Madeira, carvão vegetal, cortiça e artigos de cestaria.	5	0.12	0.66	-0.04	0.06	-
IX Celulose, Papel, cartão e artigos	91	2.21	3.75*	0.14	0.03	-
X Têxteis e artigos	213	5.16	13.98***	-0.23	0.02	-
XI Calçados, chapelaria, Guarda-chuvas, flores artificiais e etc.	307	7.44	20.95***	-0.41	0.04	-
XII Obras de pedra, gesso, cimento, amianto, mica, vidros e etc.	32	0.78	3.25***	-0.15*	0.20	-4.62
XIII Pérolas, pedras e metais preciosos;	156	3.78	8.53***	0.01	0.00	-
XIV Metais comuns e suas obras	1	0.02	0.10	-0.01	0.01	-
XV Máquinas e Equip. elétricos	1158	28.07	86.49***	-2.33	0.14	-
XVI Material de transporte	360	8.73	28.88***	-0.93**	0.29	-3.22
XVII Relógios, Máq. Fotográfica e filmadoras, Aparelho Médico	43	1.04	3.10***	-0.07	0.06	-
XVIII Diversos artigos manufaturados	48	1.16	4.27***	-0.17	0.13	-
XX	88	2.13	8.28***	-0.36**	0.29	-4.35
Total	4125	100 %	-	-	-	-

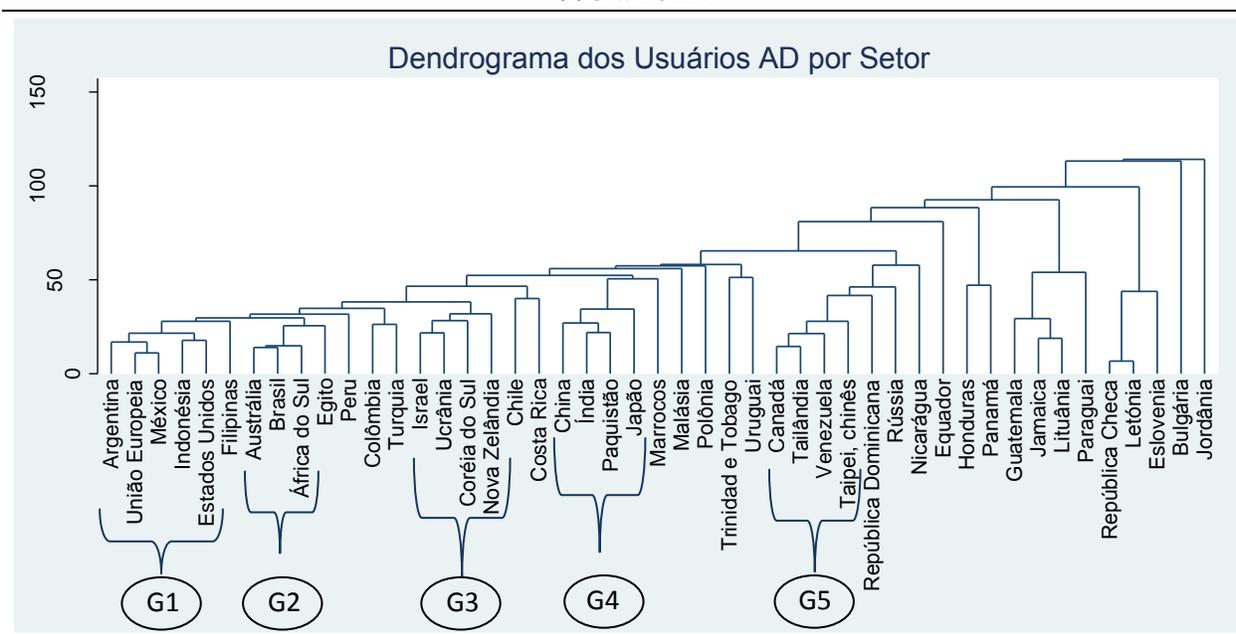
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *software* EViews e dados da WTO (2013).

Notas: 1) *P*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; 2) O efeito relativo refere-se à constante dividida pela tendência; 3) As seções XIX e XXI da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) não foram alvo de medidas AD no período.

⁴⁴ Bown (2008) já havia destacado que o setor de metais e o setor químico são os principais requerentes de medidas AD (e, portanto, também são os principais alvos). O autor ainda revela que os setores que mais recorrem à prática AD geralmente possuem grandes indústrias e enfrentam forte concorrência via importações.

O Gráfico 2 revela a semelhança dos países em termos da distribuição da utilização da prática *antidumping* entre as 21 seções da NCM, verificada no período de 1995 e 2012.

Gráfico 2. Dendrograma dos Usuários de Medidas *Antidumping* por setor alvo no período de 1995 a 2012.



Características dos Grupos de Países destacados no Dendrograma (Percentual de Abertura de Medidas AD por Setor Alvo)

Países	Código dos Setores											Demais	Total	ID
	II	IV	VI	VII	IX	X	XI	XII	XIII	XV	XVI			
Argentina	0.0	1.0	10.9	10.6	2.3	4.3	7.9	0.3	4.3	27.1	19.8	11.6	100	G1
European Union	0.4	0.4	18.7	7.8	2.0	0.2	9.6	2.0	2.0	35.3	12.9	8.7	100	G1
Indonesia	11.5	0.0	16.7	5.2	0.0	9.4	10.4	0.0	1.0	41.7	4.2	0.0	100	G1
Mexico	3.7	1.8	16.5	5.5	0.0	4.6	5.5	0.0	4.6	35.8	8.3	13.8	100	G1
United States	2.8	1.7	13.9	8.3	0.6	3.2	3.0	0.0	1.1	51.6	6.8	7.0	100	G1
Australia	2.8	2.8	10.5	25.5	6.1	10.5	2.8	0.0	6.9	22.3	3.2	6.5	100	G2
Brazil	0.4	0.4	16.8	25.4	0.4	4.7	8.6	0.4	3.9	25.1	3.6	10.4	100	G2
South Africa	0.9	0.0	14.3	17.1	0.9	7.8	5.1	0.5	12.4	27.6	6.0	7.4	100	G2
Israel	0.0	4.3	6.4	12.8	14.9	8.5	10.6	0.00	14.9	10.6	6.4	10.6	100	G3
Korea	0.0	0.0	24.8	6.2	15.0	10.6	7.1	0.00	1.8	10.6	18.6	5.3	100	G3
New Zealand	0.0	10.7	8.9	0.0	0.0	10.7	3.6	0.00	14.3	12.5	28.6	10.7	100	G3
Ukraine	0.0	0.0	17.1	4.9	12.2	0.0	9.8	0.00	22.0	7.3	9.8	17.1	100	G3
China	0.5	0.5	58.0	19.5	0.0	6.5	2.0	0.0	0.0	6.5	0.5	6.0	100	G4
India	0.0	0.0	42.4	14.2	1.3	2.1	9.6	0.1	2.5	12.7	12.0	3.1	100	G4
Japan	0.0	0.0	57.1	0.0	0.0	14.3	28.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100	G4
Pakistan	0.0	0.0	38.7	8.0	0.0	16.0	13.3	0.0	1.3	21.3	0.0	1.3	100	G4
Canada	4.2	5.4	3.6	1.2	5.4	3.0	0.0	4.2	2.4	66.3	2.4	1.8	100	G5
Taipei, Chinese	0.0	0.0	6.1	0.0	0.0	24.2	3.0	3.0	0.0	54.5	0.0	9.1	100	G5
Thailand	0.0	0.0	9.8	1.6	0.0	8.2	1.6	0.0	8.2	68.9	1.6	0.0	100	G5
Venezuela	0.0	3.2	0.0	9.7	0.0	3.2	0.0	12.9	0.0	61.3	0.0	9.7	100	G5

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *software* STATA e dados da WTO (2013).

Notas: 1) Foram incluídos apenas os setores alvo com maior incidência de abertura de casos AD; 2) As células hachuradas representam casos em que o setor é alvo de mais de 10% do total de casos AD iniciados por um país. 3) O código dos setores é o mesmo da Tabela 5.

Note que, as uniões mais próximas de zero, no eixo vertical, são mais homogêneas, enquanto as mais distantes seriam *outliers*. Desta forma, Brasil, Austrália e África do Sul formam um importante grupo (G2) que representa quase 18% de todos os casos AD iniciados no período e se mostra intensivo na utilização deste recurso contra os setores de Metais e Suas Obras (XV), Artigos de Plástico e Borracha (VII) e Químicos (VI). Em média, 25% dos casos iniciados por estes países têm como alvo o setor XV, 23% o setor VII e 14% o setor VI (GRÁFICO 2).

Outro conjunto, um pouco menos coeso que o anterior, porém mais intensivo na utilização da prática AD contra o setor de Metais (XV) poderia ser formado por Argentina, União Européia, México, Indonésia e EUA (G1). Em média, 38% dos casos iniciados nestes países têm como alvo o setor XV. A indústria Química é o segundo setor mais afetado e está envolvida em mais de 15% dos casos. É importante ressaltar que estas 5 economias representam quase 34% de todos os casos AD iniciados no mundo durante o período analisado. Além destes, China, Índia, Paquistão e Japão (G4), que juntos são responsáveis por quase 23% de todos os processos AD iniciados entre 1995 e 2012, parecem formar um agrupamento asiático que é extremamente intensivo em medidas aplicadas contra o setor químico (VI). Este setor se mostrou responsável por, em média, quase 50% dos processos iniciados nestes países. Apenas o grupo formado por Canadá, Tailândia, Taipei Chinesa e Venezuela (G5) concentrou mais medidas AD contra apenas um setor (mais de 60% das medidas deste grupo tem como alvo o setor de Metais - XV). Por fim, o setor de Máquinas e Equipamentos Eletrônicos (XVI) é a indústria mais prejudicada por medidas iniciadas em Israel, Coréia do Sul, Ucrânia e Nova Zelândia (G3). Este setor é alvo de quase 16% dos processos iniciados neste grupo (GRÁFICO 2).

No Mapa A, apresentado no Quadro1, é possível visualizar quais países iniciaram mais casos AD entre 1995 e 2012. Os resultados indicam que Índia (677), EUA (469), União Européia (451), Argentina (303), Brasil (279), Austrália (247) e África do Sul (217) se tornaram os principais usuários deste instrumento no período posterior à rodada Uruguai. Conforme Davis (2009) havia mencionado, os EUA, União Européia e Austrália já eram considerados tradicionais usuários desta ferramenta mesmo antes deste período. No Mapa B, a fim de considerar o peso econômico associado a cada país, o número de casos foi dividido pelo PIB. Este procedimento evidenciou o excesso de utilização do instrumento AD por parte da Argentina (38.3) e África do Sul (31.2).

Quadro 1. Resultados da Análise Espacial do Dados

Mapa A. Número de Casos AD Iniciados entre 1995 e 2012 por País - (I de Moran: 0.05)

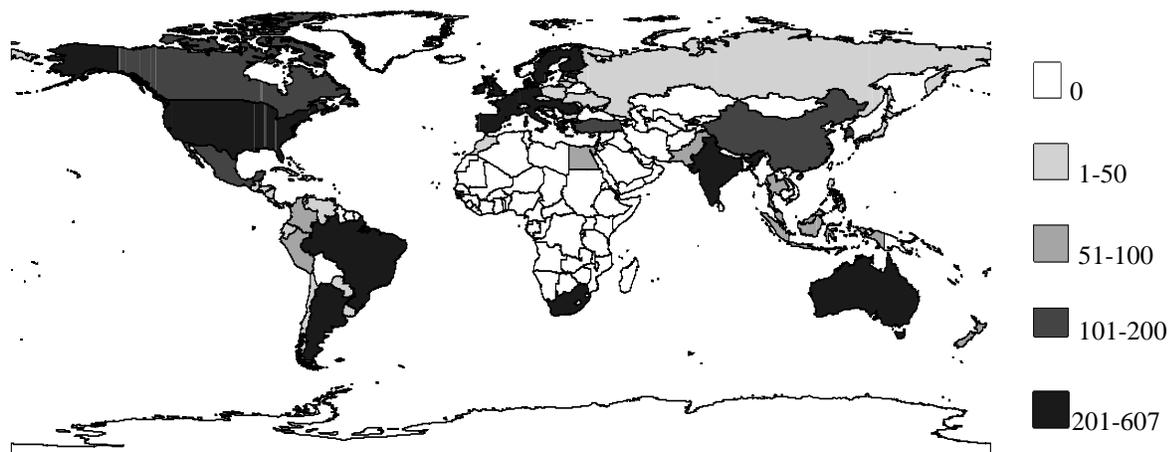
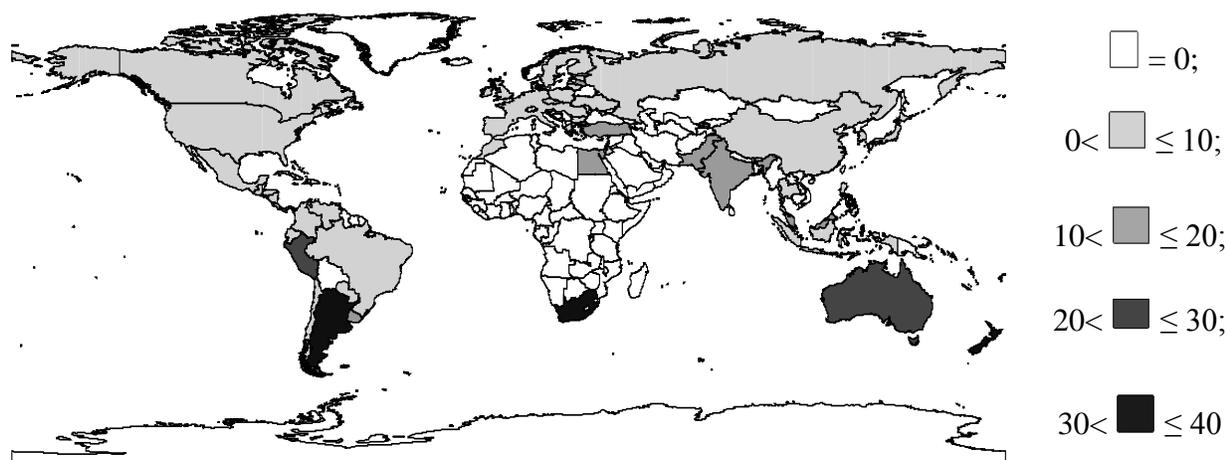


Figura B. Casos AD iniciados entre 1995 e 2012 ponderados pelo PIB - (I de Moran: 0.11)



Nota: Os valores de ambos os I de Moran são significativos a 5%.

Fonte: Elaboração dos autores com base nos *Softwares* ArcView e Geoda e dados da WTO (2013) e IMF (2013).

Ainda no Quadro 1, o resultado positivo, porém pequeno, do I de Moran com relação ao Mapa A, revelou um fraco indício de autocorrelação espacial do tipo AA-BB. Em outras palavras, países que iniciam muitos casos AD tenderiam a estar próximos de países que também abrem um número elevado de processos (o inverso também procede). Fato curioso ocorre quando se considera o peso econômico dos países. Neste caso, o I de Moran associado ao Mapa B mais do que dobra em relação ao Mapa A (passando de 0.05 para 0.11). Este resultado indica que pode haver algum tipo de "efeito vizinhança" ou "efeito contágio", conforme definido por Vandebussche e Zanardi (2008), associado à abertura de processos AD. Ou seja, um país pode observar a relação entre a "abertura de casos AD dividida pelo PIB" de seus vizinhos para definir quantos processos serão instaurados em seu próprio território.

A divisão do número de processos AD em 2 períodos, possibilitou comparar a utilização deste mecanismo em "t-1" e "t" no intuito de verificar se os países estão convergindo em termos do número de processos iniciados. Os resultados, dispostos na Tabela 6, revelam que não há convergência quando os pesos dos países são desconsiderados, caso em que ΔNC_t é a variável dependente (os coeficientes associados à NC_{t-1} foram não significativos). Este resultado já era esperado (ver seção 1.3.3.) e indica que, mesmo no longo prazo, países díspares em termos de PIB não irão utilizar medidas AD de forma semelhante. Em outras palavras países "grandes" continuarão abrindo mais casos que países "pequenos".

No entanto, parece haver convergência quando o peso econômico dos países é considerado, caso onde $\Delta(NC_t/PIB_t)$ é a variável dependente, visto que (NC_{t-1}/PIB_{t-1}) foi sempre negativa e significativa. Portanto, países como a Argentina, que utilizam um número elevado de medidas AD mesmo tendo uma participação tímida na economia mundial, tenderiam a utilizar menos deste recurso enquanto países como Japão, que iniciaram apenas 7 casos em todo o período, passariam a usar mais. Assim, ambos convergiriam para um número próximo de medidas no longo prazo. Além disso, testou-se a hipótese de que a variação nos casos AD fosse afetada pela variação dos casos abertos na vizinhança (modelo de defasagem espacial - Equações 3 e 5) e se outros fatores espaciais não conhecidos poderiam explicar o modelo (modelo de erro espacial - Equações 4 e 6). Porém, estes efeitos não foram significativos (TABELA 6).

Tabela 6. Convergência e efeitos Espaciais envolvendo a variação no uso de medidas AD no período de 1995 a 2012.

Observações: 232	ΔNC_t			Observações: 232	$\Delta(NC_t/PIB_t)$		
	(a)	(b)	(c)		(d)	(e)	(f)
Constante	4.75	4.76	4.78	Constante	0.86	1.01	0.86
NC_{t-1}	-1.60	-1.60	-1.59	(NC_{t-1}/PIB_{t-1})	-1.57***	-1.56***	-1.56***
$W_{\Delta NC_t}$	-	0.01	-	$W_{[\Delta(NC_t/PIB_t)]}$	-	0.40	-
W_{ε_t}	-	-	0.01	W_{ε_t}	-	-	0.01
R^2	0.0045	0.0047	0.0047	R^2	0.0586	0.0598	0.0589
Akaike	2869.73	2971.69	2869.70	Akaike	2674.77	2676.55	2674.72
Schwarz	2876.62	2882.03	2876.59	Schwarz	2681.66	2686.89	2681.62

Fonte: Elaboração dos autores com base nos *Softwares* ArcView e Geoda e dados da WTO (2013) e IMF (2013).

Notas: 1) *p*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; 2) As regressões "a, b, c, d, e, f" foram realizadas utilizando dados referentes à 232 países.

A correlação entre as medidas AD iniciadas entre 1995 e 2012 pelos países membros da OMC (distribuídas por setor alvo) e as exportações destes países (também distribuídas setorialmente) indica que, em alguns casos, pode-se estar privilegiando setores que já apresentam elevada competitividade (TABELA 7).

Ainda sobre os resultados da Tabela 7, é importante lembrar que, um índice próximo a 100 indicaria que um país "y" qualquer, intensivo em exportações oriundas do setor "z", concentraria boa parte de suas medidas AD contra os produtos do setor "z" localizados no exterior. Assim, partindo-se da hipótese de que um país intensivo na exportação de um produto é eficiente na produção deste (ver seção 1.3.4), haveria um indicativo de que este país estaria privilegiando os setores mais competitivos ao invés daqueles de menor capacidade concorrencial, o que contrariaria a proposta inicial deste mecanismo de inibir o comércio desleal. Analogamente, um coeficiente próximo de -100 indicaria que os setores privilegiados pela prática AD são os menos competitivos. Embora a maioria dos países não pareça estar favorecendo setores de forma sistemática, uma vez que coeficientes extremos são raros (muito próximo de 100 ou -100), existem alguns casos que merecem atenção.

Tabela 7. Correlação entre o vetor de participação setorial no número de medida AD iniciadas entre 1995-2012 e o vetor de participação de cada setor na pauta de exportações.

Correlação Positiva (+)		Correlação Negativa (-)	
Lithuania	87.17	Bulgaria	-0.05
Panama	77.25	Morocco	-0.13
Venezuela	72.75	Honduras	-0.26
Trinidad and Tobago	70.45	Indonesia	-0.38
Costa Rica	64.64	Egypt	-0.61
Turkey	58.67	China	-1.75
European Union	50.40	Japan	-2.06
Ecuador	36.49	Thailand	-4.04
Chile	36.30	Brazil	-4.13
Korea Republic	35.75	New Zealand	-6.47
India	33.34	Australia	-8.20
Guatemala	32.47	Colombia	-9.28
Jamaica	29.74	Malaysia	-10.54
Poland	15.36	Israel	-11.70
United States of America	14.98	Paraguay	-12.15
Dominican Republic	14.45	Czech Republic	-12.19
Pakistan	13.59	Philippines	-13.52
Canada	7.78	Slovenia	-15.56
Peru	7.44	Jordan	-15.64
South Africa	5.70	Argentina	-18.26
Taipei Chinese	5.24	Uruguay	-21.27
Mexico	4.54		
Latvia	2.98		
Ukraine	1.17		
Nicaragua	0.89		
Russian Federation	0.57		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *software* STATA e dados da WTO (2013) e ITC (2013).

Dentre os que apresentaram um coeficiente elevado, pode-se destacar 2 grandes usuários da prática AD. A Turquia, responsável por iniciar 162 casos neste período obteve um coeficiente igual a 58.7, enquanto a União Européia, que abriu 451 processos, auferiu um índice de 50.4.

Portanto, estas duas economias apresentam um perfil que indica o favorecimento de setores mais competitivos através da prática *antidumping*. No entanto, é importante mencionar que este índice, apesar de indicar o perfil de utilização deste instrumento pelos países, não encerra a questão e está sujeito a problemas associados à agregação dos dados.⁴⁵ Além disso, a justificativa para a concentração destas medidas poderia ser outra. Davis (2009, p.1) ressalta que, a União Européia vem intensificando o uso de medidas AD contra produtos estrangeiros oriundos de setores nos quais a vantagem comparativa européia está declinando.⁴⁶

Quanto aos coeficientes negativos, que indicam casos onde os setores menos competitivos são favorecidos pela prática AD, os resultados se mostraram menos recorrentes e apresentaram menor magnitude que os casos positivos. Dentre os países analisados a Argentina foi a que obteve o menor índice (-18.3). Este resultado indica que este país poderia estar utilizando o recurso AD como um instrumento de política industrial, com a finalidade de proteger a indústria nacional, pouco competitiva, da concorrência externa. Embora alguns resultados chamem atenção, a maioria dos países apresentou coeficientes de pequena magnitude. África do Sul (5.7), México (4.5), China (-1.7) e Brasil (-4.1) obtiveram coeficientes não muito distantes de zero. Estes resultados apontam para uma pequena ou inexistente correlação entre o uso de medidas AD e o grau de competitividade dos setores internos. Em outras palavras, não se pode afirmar que estes países estejam privilegiando os setores nacionais mais ou menos competitivos através da prática AD.

Conclusão

A literatura consultada neste trabalho revelou que, devido a sua legislação pouco transparente, que muitas vezes favorece o requerente, o instrumento *antidumping* vem se firmando como uma das principais barreiras protecionistas da atualidade. Embora o GATT/OMC tenha discutido este problema nas rodadas de negociações de Tóquio (1973-1979) e, com maior ênfase, em Uruguai (1986-1994), a falta de empenho dos tradicionais usuários deste mecanismo,

⁴⁵ Note que a análise destes coeficientes é afetada pela desagregação dos setores. Assim, quanto menor for a desagregação, maior será a possibilidade de obter resultados enganosos. Isto porque, no limite (apenas 1 setor), todas as medidas AD abertas teriam como alvo um setor que seria responsável por 100% da pauta de exportação do país analisado. O que levaria o pesquisador a concluir que o país estaria privilegiando um setor competitivo, quando este pode não ser o caso.

⁴⁶ No original: "*Targeted products are concentrated in sectors where European comparative advantage is declining*".

liderados por EUA e União Européia, impediu que restrições fossem impostas ao seu uso. Como resultado, países que não eram considerados grandes usuários deste recurso passaram a utilizá-lo com maior intensidade após a rodada Uruguai. A dificuldade em inibir a utilização desta ferramenta tem levado autores a sugerir que a prática *antidumping* está longe de seu propósito, que seria evitar a concorrência desleal.

Desta forma, este artigo teve como objetivo analisar a evolução na utilização do instrumento *antidumping* após a rodada Uruguai, no período de 1995 a 2012. Para tanto, diversas técnicas foram empregadas no intuito de averiguar quem são os principais usuários destas medidas e que tipo de tendência poderia ser associada á estas. Além disso, testou-se a hipótese de que os países poderiam convergir em termos da aberturas de casos AD e verificou-se a possibilidade de algum tipo de efeito espacial estar envolvido neste processo. Por fim, foi criado um critério para definir se os países estariam favorecendo os setores mais competitivos através da prática *antidumping*.

Embora os casos AD tenham aumentado significativamente entre 1995 e 2001 (impulsionados pelo resultado da Rodada Uruguai), os resultados revelaram uma tendência geral de redução na abertura de processos *antidumping*, no período de 1995 a 2012, da ordem de quase 2.4% ao ano. Os países que mais contribuíram para este resultado foram Índia, União Européia e os EUA. Enquanto isto, o Brasil esteve na contramão da maioria dos membros da OMC e foi o único grande usuário a apresentar uma tendência positiva e significativa. Dentre os países alvo, a China não apenas foi a mais afetada por processos AD como também foi a única grande economia a apresentar uma tendência de crescimento neste quesito. Apesar da tendência de queda verificada no período, os processos contra o país aumentaram em média 4.4% ao ano. Este resultado pode ser explicado pela forte elevação das exportações chinesas nos últimos anos.

No lado oposto, os países europeus estão entre os que mais deixaram de ser alvo de casos AD. Parece que a queda na produtividade européia, acumulada nas últimas 3 décadas, pode ter afastado este grupo do foco destas medidas. Além disso, os produtos brasileiros também passaram a ser alvos menos recorrentes deste mecanismo de proteção. Logo, é curioso verificar que este país esteja aumentando o uso deste instrumento apesar da diminuição de casos iniciados contra o mesmo. Além disso, a análise da matriz de correlação dos casos iniciados pelos membros da OMC neste período indicou que alguns países de regiões semelhantes estão iniciando casos *antidumping* de maneira parecida. Esta constatação é ainda mais forte entre as

séries de países alvo de medidas AD. Portanto, é possível que exista algum tipo de efeito espacial associado a estas tendências.

Em termos setoriais, a indústria dos metais e suas obras, o setor químico e os produtos de plástico e borracha foram responsáveis por mais de 61% de todos os casos AD iniciados entre 1995 e 2012. No entanto, os resultados indicam que a contribuição para a diminuição no número de casos AD partiu de setores que não são alvos tão recorrentes quanto estes três mencionados. A análise de *clusters* revelou que Brasil, Austrália e África do Sul, que representam que 18% dos casos AD iniciados no período, são intensivos na utilização deste recurso contra os setores de Metais e Suas Obras, Artigos de Plástico e Borracha e Químicos. Enquanto isso, Argentina, União Européia, México, Indonésia e EUA, que respondem por quase 34% dos processos, se mostram ainda mais intensivos na utilização da prática AD contra o setor de Metais. Além destes, China, Índia, Paquistão e Japão, responsáveis por quase 23% dos casos, parecem formar um agrupamento asiático que é extremamente intensivo na utilização deste instrumento contra o setor químico.

Através da análise espacial dos dados foi possível visualizar que Índia, EUA, União Européia, Argentina, Brasil, Austrália e África do Sul se tornaram os principais usuários deste instrumento no período posterior à rodada Uruguai. Logo, como os EUA, União Européia e Austrália já eram considerados tradicionais no uso desta ferramenta, os demais países mencionados surgem como os principais novos usuários. No entanto, quando se pondera o número de casos iniciados pelo PIB de cada país, fica claro que Argentina e África do Sul estão utilizando medidas *antidumping* com muito mais intensidade que os demais. Quanto à análise de possíveis efeitos espaciais, o resultado do I de *Moran* revelou um fraco indício de autocorrelação espacial do tipo AA-BB. Em outras palavras, países que iniciam muitos casos AD tenderiam a estar próximos de países que também abrem um número elevado de processos. Todavia, quando se pondera os processos AD pelo PIB, o I de *Moran* mais do que dobra. Este resultado indica que, o efeito "vizinhança" sobre a abertura de processos AD é mais forte quando se considera o peso econômico dos países.

Quanto à convergência da utilização deste instrumento, os resultados revelam que não há indícios de que ela ocorra quando os pesos dos países são desconsiderados. Este resultado já era esperado e indica que, mesmo no longo prazo, países díspares em termos de PIB não irão utilizar medidas AD de forma semelhante. Em outras palavras países "grandes" continuarão abrindo

mais casos que países "pequenos". No entanto, a convergência é confirmada quando os casos AD são ponderados pelo PIB. Conseqüentemente, países como a Argentina, que utilizam um número elevado de medidas AD mesmo tendo uma participação tímida na economia mundial, tenderiam a utilizar menos deste recurso enquanto países como o Japão, que responde por menos de 0.2% dos casos iniciados no período, passariam a usar mais. Conseqüentemente, ambos convergiriam para um número próximo de medidas no longo prazo. Além disso, a variação do número de casos AD iniciadas por um país não parece sofrer influencia da variação do número de casos abertos pelos seus vizinhos (modelo de defasagem espacial) ou de qualquer outro componente espacial desconhecido (modelo de erro espacial).

Por fim, o critério utilizado para verificar se existem países utilizando o instrumento *antidumping* para privilegiar setores que já apresentam elevada competitividade indicou que, embora a maioria dos países não pareça estar favorecendo setores de forma sistemática, existem alguns casos que merecem atenção. Dentre os grandes usuários da prática AD, a Turquia e a União Européia apresentam este perfil. Do lado oposto, a Argentina se apresenta como o país que mais utiliza a prática AD para favorecer setores pouco competitivos. Vale mencionar que, apesar de especificar o tipo de comportamento dos usuários da prática *antidumping*, o índice proposto neste artigo está sujeito à problemas associados à agregação dos dados. Basta observar que, no limite, caso em que há apenas um setor, todos os países que já utilizaram o recurso AD estariam favorecendo os setores mais competitivos.

Capítulo 2 - ENSAIO II

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

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.

2.1. Introdução

A redução das tradicionais barreiras tarifárias, verificada após a criação do Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT),⁴⁷ em 1947, impulsionou o uso de um novo tipo de barreira não tarifária (BNT) conhecida como *antidumping* (AD). No início dos anos 80, este mecanismo 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 al*, 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 afetar

⁴⁷ Que posteriormente viria a ser a Organização Mundial do Comércio (OMC).

o uso do AD (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.⁴⁸

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 2013.⁴⁹ 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 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.⁵⁰

⁴⁸ Maiores detalhes sobre a influência destas variáveis na seção 2.3.

⁴⁹ 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 2.4.2.

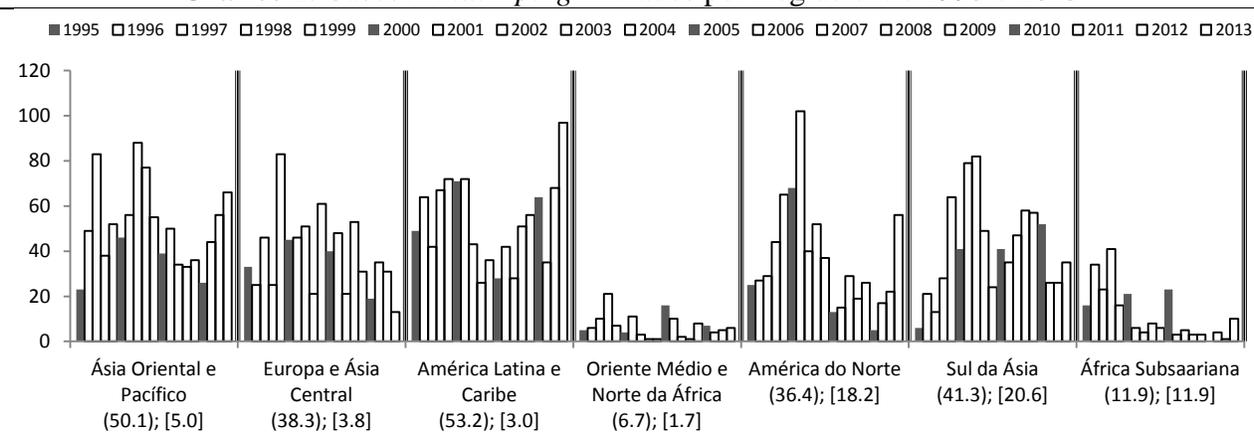
⁵⁰ Segundo Kappel (2011), ver pág. 27 desta Tese, boa parte da Europa perdeu dinamismo e competitividade nas últimas décadas. Isto poderia explicar a diminuição no número de casos AD contra estes países (ver pág. 26, Tabela 3). Assim, é possível que estes países estejam abrindo menos casos AD, pois não haveria razão para uma elevação nos casos devido à retaliação.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 2.2 revela como tem sido o uso do mecanismo AD em regiões distintas e entre países com diferentes faixas de renda. Na Seção 2.3, é realizada uma revisão dos trabalhos que analisaram os determinantes da abertura de medidas AD. A seção 2.4 contém os modelos econométricos usados e uma descrição da base de dados. Por fim, têm-se os resultados, considerações finais e, ao final da Tese, as referências.

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

De acordo com Vandebussche 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 final da seção 2.3, pág. 44). 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 disto, 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. Tal resultado já havia sido identificado no Ensaio 1 desta pesquisa.

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



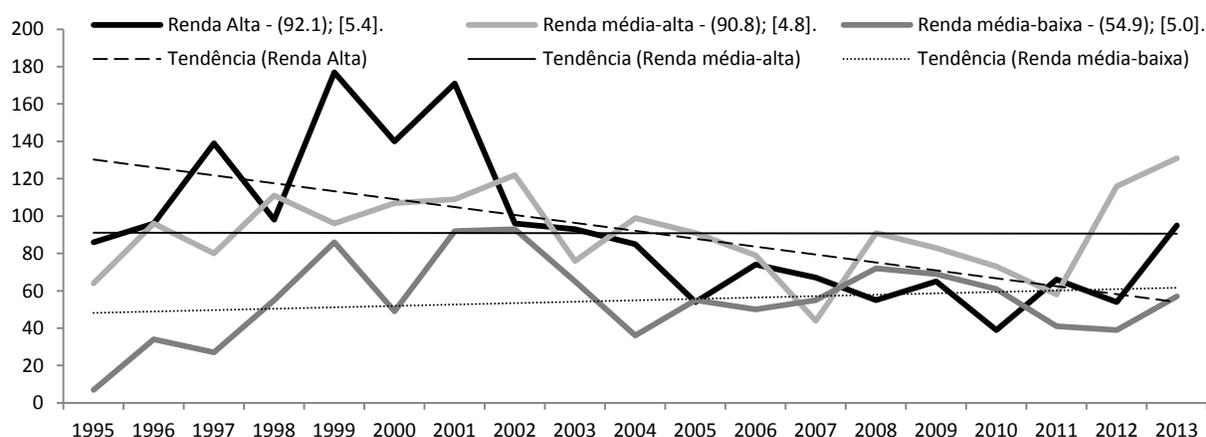
Nota: Os valores entre parênteses (x) indicam a média anual de abertura de casos AD em cada região. Os valores em colchetes [y] foram obtidos através da divisão de (x) pelo número de países de cada região analisada.

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.

2.3. 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.⁵¹ 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):

⁵¹ 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.

"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 Vandenbussche 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), Vandenbussche 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 tenderia a aumentar o número de casos abertos por este país na atualidade. Para Vandenbussche e Zanardi (2008) a retaliação 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 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 freqüentemente importam 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 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-lo. 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.*"

2.4. Metodologia e Base de Dados

Uma vez identificadas as variáveis que afetam a abertura de casos AD (seção 2.3), 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.⁵² Enquanto isso, Aggarwal (2004) argumenta que 1 ano já seria suficiente.⁵³ 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 2.3, definiu-se que a abertura de processos *antidumping* (AD) é uma função de:

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

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, do país i (ver equações 2 e 3). 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 $Perf^{imp}$ e $Perf^{exp}$, respectivamente. Logo:

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

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

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

⁵² "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)

⁵³ "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).

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,⁵⁴ 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 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*.

2.4.1. 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:

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

⁵⁴ Como é o caso do Modelo Binomial Negativo de Efeitos Aleatórios (BNEA) e o Binomial Negativo de Efeitos Fixos (BNEF). Maiores detalhes na seção 2.4.1.

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 4 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 relembra 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.e.*: apresenta valores inteiros e não negativos). Logo, é comum utilizar o estimador de quase máxima verossimilhança (EQMV), proposto por Gourieroux *et al* (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 5, 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).⁵⁵

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 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:

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

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

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

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

⁵⁵ 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* (WOOLDRIDGE, 2002). 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 (CAMERON E TRIVEDI, 2009).

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 6) apresenta uma distribuição Binomial Negativa (WOOLDRIDGE, 2002, P. 673).

Contudo, Wooldridge (2002) argumenta que haveria um 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.⁵⁶ Formalmente, este estimador minimizaria a seguinte expressão:⁵⁷

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

onde: $E(y_i|X_i'\beta) \sim \text{Poisson}$ 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:

⁵⁶ Também conhecido como Modelo de Mínimos Quadrados Não-Lineares Ponderados de forma Multivariada (*Multivariate weighted nonlinear least squares*).

⁵⁷ 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).

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

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

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 $E(y_{it} | X_{it}, c_i) \sim \text{Poisson}$, 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 $E(y_{ir} | X_{it}, c_i)$, 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 55) 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:⁵⁸

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

onde: $\mu = \exp(X'_{it}\beta)$, $\alpha = \text{Var}(c_i)$ e Γ denota uma função do tipo *gamma*.⁵⁹

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.⁶⁰ 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.

2.4.2 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 2013.⁶¹

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*

⁵⁸ Vale mencionar que a especificação Binomial Negativa é uma generalização do Poisson. Basta admitir que $\alpha = 0$, na Equação 14, para obter, novamente, a especificação de Poisson (ver Cameron e Trivedi, 2009, p.555).

⁵⁹ Assume-se que $c_i \sim \text{gamma}(1, \alpha)$.

⁶⁰ y_{it} refere-se à variável dependente; \hat{y}_{it} é o valor estimado de y_{it} após a estimação de Poisson; $e_{it} = (y_{it} - \hat{y}_{it})$.

⁶¹ 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.

Economic Outlook Database do *International Monetary Fund* (IMF, 2014).⁶² 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).⁶³ 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 de cada país em relação ao dólar (E), disponível no *World Bank* (2014).⁶⁴ 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).⁶⁵ 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).⁶⁶ O saldo em Transações Correntes, em percentual do PIB (TC^{PIB}), está disponível no IMF (2014).⁶⁷ A tarifa média de importação (T^{imp}) e o número de acordos tarifários (AT) foram obtidos no WITS - *World Bank* (2014).⁶⁸

⁶² 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.

⁶³ Os PIBs referentes a 1994 e 1995, avaliados em PPC, da Lituânia e República Checa foram obtidos via Nações Unidas (2014).

⁶⁴ 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).

⁶⁵ No caso da Lituânia (entre 1994 e 1999) e República Checa (entre 1994 e 1995), tais dados precisaram ser coletados via Nações Unidas (2014).

⁶⁶ 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)].

⁶⁷ 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.

⁶⁸ 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.

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).⁶⁹

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 (ver equações 2 e 3, pág. 45). 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 entre "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,⁷⁰ 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) 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.⁷¹ Contudo, ainda é possível (embora improvável) que a média condicional se iguale a variância condicional após a inclusão das demais variáveis explicativas.

⁶⁹ 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.

⁷⁰ "Until 1985, all cases were opened by OECD countries." (AGGARWAL, 2004, p.1046).

⁷¹ 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 $Var(y_{it}|X'_{it}\beta) > E(y_{it}|X'_{it}\beta)$.

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 2.4.3.

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 analisados cresceu, em média, 3.8% ao ano. Valor inferior à média de crescimento externo (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).⁷² 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).

⁷² O IPC diminuiu consideravelmente no Brasil, entre 1994 e 1995, devido ao plano real. Assim, a diminuição verificada nos preços internos (P) foi substancialmente maior que a variação observada na taxa de câmbio nominal (E) e nos preços externos (P^*). Uma vez que $e = (E * P^*)/P$, a queda em P causou uma grande elevação em e . Nos anos seguintes, entre 1996 e 1998, o câmbio real se estabilizou em torno da unidade (em média, $e \cong 1.07$), voltando a se desvalorizar, de forma mais acentuada, em 1999 (onde $e = 1.82$).

Enquanto isso, o Japão, em 2000, foi que o menos se comprometeu com a importação de tais 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).

2.5. 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 Binomial 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.⁷³

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

⁷³ 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.

Norte da África (-1.047) tendem a iniciar menos casos AD 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 AD. Os resultados do modelo BNEA indicam que países com rendas mais elevadas tendem a abrir mais casos AD. Contudo, não pertencer à OCDE (D^{Y1}) parece inibir a abertura de processos AD. 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).

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} ⇒ Renda Alta (não membros OCDE)	Omitida	Omitida	-	-
D^{Y2} ⇒ Renda Alta (membros OCDE)	2.396***	2.251***	-	-
D^{Y3} ⇒ Renda Média - Alta	1.993***	1.867***	-	-
D^{Y4} ⇒ Renda Média - Baixa	2.003***	1.668***	-	-
D^{R1} ⇒ Ásia Oriental e Pacífico	-	-	-1.223	-0.595*
D^{R2} ⇒ Europa e Ásia Central	-	-	-1.559	-1.166***
D^{R3} ⇒ América Latina e Caribe	-	-	-1.817*	-0.544*
D^{R4} ⇒ Oriente Médio e Norte da África	-	-	-2.379**	-1.047**
D^{R5} ⇒ América do Norte	-	-	Omitida	Omitida
D^{R6} ⇒ Sul da Ásia	-	-	0.126	-0.646
D^{R7} ⇒ 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 2.4.1 deste trabalho]; 3) A RV para o Binomial Negativo testa: $H_0: [Pooled Bin. Neg.]$ vs. $H_1: [BNEA]$. 4) O teste da RV rejeitou H_0 , com $p - valor \cong 0.00$, em todos os modelos.

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

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 2.3). Sendo assim, tais variáveis foram incluídas nas estimações (TABELA 3) a fim de verificar empiricamente o efeito dos principais 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 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; 2) A RV rejeitou H_0 , com p-valor \cong 0.00, em todos os modelos.

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 àqueles 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).

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. Assim, as variáveis menos significativas foram excluídas até o ponto em que uma nova exclusão causasse uma piora na especificação do modelo, conforme os critérios de AIC ou BIC. Uma vez que apenas duas variáveis (com exceção das *dummies*) haviam sido significativas nos modelos (d) e (f), espera-se que tal procedimento permita visualizar, com maior clareza, àquelas variáveis que também 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*.⁷⁴ 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.⁷⁵

Variações reais na renda externa (ΔY^*) e na taxa de câmbio real defasada [$\Delta e (-1)$] 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 sinal associado aos acordos tarifários (AT) variou entre os modelos e mostrou-se não significativo. Portanto, não foi possível chegar a um consenso sobre o impacto 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 número maior de casos AD. É importante ressaltar que a maioria dos trabalhos mencionados na seção 2.3 considerou um período de defasagem inferior a 2 anos. Na realidade, o sinal de T^{imp}

⁷⁴ 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.

⁷⁵ 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.

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)
<i>AD</i> *	0.015***	0.014***	0.013**	0.017***	0.018***	0.018***	0.016***
<i>AD</i> *(-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*
ΔY *(-1)	-0.032	-	-	-	-	-	-
Δe (-1)	-0.003	-0.004	-0.004*	-0.005*	-0.005*	-0.005*	-0.004
ΔIMP (-1)	0.003	-	-	-	-	-	-
ΔIMP (-2)	0.003	0.003	-	-	-	-	-
TC^{PIB} (-1)	-0.050***	-0.051***	-0.052***	-0.058***	-0.060***	-0.058***	-0.060***
<i>AT</i>	0.003	0.003	-	0.003	-	-	-
<i>AT</i> (-1)	-0.003	-0.004	-	-0.004	-	-	-
<i>AT</i> (-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)* $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

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

O perfil de exportação [$Perf^{exp}(-1)$] também se revelou positivo e significativo no modelo (M.5). 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}) 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 74 e 75).

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 influencia 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 em países pouco tradicionais, acredita-se que boa parte do uso exacerbado destes países se deva ao efeito retaliação.

Capítulo 3 - ENSAIO III

O Efeito de Variáveis Macroeconômicas sobre a Efetividade de Medidas *Antidumping*: Uma Análise Robusta para a economia Brasileira e Argentina.

Resumo

Este artigo analisou a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Notavelmente, somente um trabalho deste tipo havia sido realizado para um destes países (Brasil) e os autores rejeitaram o efeito de fatores macroeconômicos. Como este tipo de análise geralmente não conta com grandes amostras, o que limita a inclusão de variáveis no modelo, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu superar os demais trabalhos no que se refere à inclusão de variáveis. Conforme recomenda-se, os modelos foram estimados via regressão de Poisson. Os resultados revelaram que tanto o Brasil quanto a Argentina são afetados por fatores macroeconômicos. Contudo, os modelos tradicionais (agregados) tenderiam a negar ou minimizar tal influência sobre a economia brasileira e supervalorizar este efeito na Argentina. Assim, a utilização de dados desagregados se mostra útil a este tipo de análise.

3.1 Introdução

A partir da década de 1970 o mecanismo *antidumping*⁷⁶ se tornou um importante instrumento de proteção comercial devido às reduções tarifárias nas diversas rodadas do Acordo Geral de Tarifas e Comércio/Organização Mundial de Comércio - GATT/OMC. Esta expansão ocorreu tanto nos países ditos usuários tradicionais (como Estados Unidos, Canadá, Comunidade Européia, Austrália e Nova Zelândia),⁷⁷ quanto por países como México, Brasil, Argentina, África do Sul, entre outros sem tradição no uso de medidas *antidumping* (ZANARDI, 2004).

Miranda (2003) argumenta que o grande volume de investigações *antidumping* registrado nos anos 80 e 90 foi um retrocesso no processo de liberalização comercial. Embora o número de casos ainda não atinja uma parcela significativa do volume comercializado internacionalmente, tais procedimentos geram incertezas e efeitos negativos sobre o comércio internacional. Neste sentido, Blonigen e Prusa (2001, p.3) argumentam que o mecanismo *antidumping* é

⁷⁶ A prática de discriminação internacional de preços, através da fixação de preços de exportações abaixo dos preços dos produtos similares destinados ao mercado interno pela firma exportadora, é comumente definida como *dumping*. Assim, com o intuito de reduzir ou eliminar o prejuízo causado às indústrias domésticas do país importador a medida *antidumping* seria o mecanismo de correção de condutas que distorçam o comércio internacional ao serem impostas tarifas adicionais sobre as importações advindas de firmas que estaria praticando o *dumping*. Para obter uma taxonomia de *dumping*, ver WILLIG (1998).

⁷⁷ TREBILCOCK e HOWSE (2002) disponibilizam uma visão histórica da evolução da legislação antidumping junto ao GATT e a legislação interna do Canadá, Estados Unidos e Comunidade Europeia.

“simplesmente uma moderna forma de protecionismo”.⁷⁸ Tal expansão tem levado os estudiosos do comércio internacional a mudar o foco da análise de instrumentos convencionais de política de proteção comercial para a análise dos efeitos de medidas *antidumping* (STAIGER; WOLAK, 1994; PRUSA, 1996 e 1999; KONINGS; VANDENBUSSCHE; SPRINGAEL, 1999; ZANARDI, 2004; FIRME; VASCONCELOS 2012).

No entanto, uma questão ainda em aberto é a discussão sobre a influência de fatores macroeconômicos, tais como a taxa real de câmbio e o nível de atividade econômica interna e externa, sobre o número de pedidos de investigação *antidumping*. Neste sentido, a lei *antidumping* se tornaria apenas uma ferramenta política, deslocando-se, assim, de seu objetivo principal de correção das distorções provocadas pelo comércio desleal (FEINBERG, 1989 e 2005; LEIDY, 1997; BECKER e THEURINGER, 2001; KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004; NIELS e FRANCOIS, 2006; VASCONCELOS E FIRME, 2011).

Além de ser uma área de pesquisa relativamente nova, a maioria dos estudos realizados estão concentrados nos países que já tem certa tradição no uso de medidas *antidumping*, como os EUA e União Européia. Dentre a literatura consultada, apenas Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) haviam estimado modelos para verificar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre a abertura de processos *antidumping* em países não tradicionais. Sendo o primeiro estudo realizado para o México e o segundo para o Brasil.

Outro ponto relevante refere-se à seleção das variáveis utilizadas por estes autores. Geralmente, as variáveis macroeconômicas e suas defasagens são definidas e incluídas arbitrariamente nos modelos econométricos a fim de verificar a influencia destas sobre o número de aberturas de processos AD. Além disso, enquanto alguns autores consideraram as variáveis explicativas em sua forma bruta (nível), como Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011), outros preferiram trabalhar com suas respectivas variações (KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004).

Sendo assim, pretende-se contribuir para a literatura em duas frentes:

- 1) Em primeiro lugar concentrou-se esforços no sentido de verificar a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos AD iniciados em 2 usuários pouco tradicionais que respondem por mais de 70% dos casos iniciados na América do Sul (*i.e.*: Brasil e Argentina).

⁷⁸ Tradução livre do autor.

Os Gráficos 1 e 2 revelam que Brasil e Argentina foram responsáveis por quase 74% dos processos AD iniciados na região entre o período de 1995 e 2012 (com 36.1% e 37.6% dos casos, respectivamente). Com destaque para os anos de 2011 e 2012, onde os dois países representaram mais de 85% do total de casos. No caso da Argentina, o uso deste mecanismo foi superior tanto à sua participação no PIB do continente quanto à sua participação na População total da região (respectivamente 13.8% e 10.4%) durante todo o período analisado. No caso do Brasil, a participação do país no número de casos AD iniciados na América Latina só foi maior que sua participação no PIB e na população do continente nos últimos anos da amostra (2011-2012). Isto sugere que, apesar de pouco representativa em termos populacionais e econômicos, a Argentina se configura como uma grande usuária do instrumento AD. Todavia, os gráficos indicam que este país vem diminuindo a abertura de casos enquanto o Brasil vem aumentando.

Gráfico 1. Participação brasileira no PIB, na População e no Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.

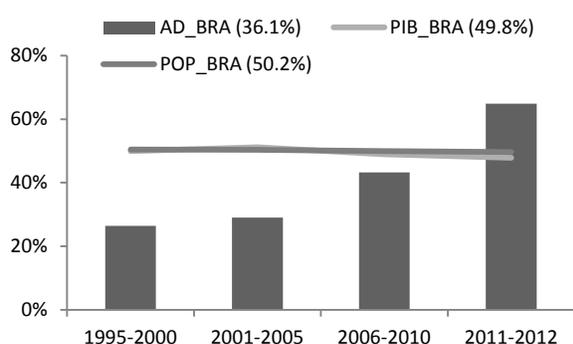
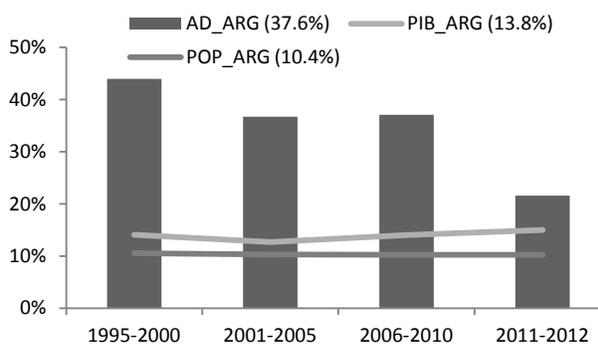


Gráfico 2. Participação argentina no PIB, na População e no Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da WTO (2013) e IMF (2013).

Nota: Os valores entre parênteses referem-se à média do período.

2) Além disso, o presente artigo busca superar os demais trabalhos no que se refere ao número de variáveis testadas e à defasagem considerada. O fato é que devido à dificuldade em se obter grandes séries para a realização deste tipo de análise,⁷⁹ alguns autores acabam incluindo poucas variáveis no modelo e/ou considerando um número de defasagens inferior ao recomendado pela literatura no intuito de evitar uma perda de graus de liberdade que comprometa as estimações.⁸⁰ Para contornar esta questão, este trabalho utiliza a versão menos

⁷⁹ Knetter e Prusa (2003), Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) contaram com, respectivamente, 74, 28 e 68 observações.

⁸⁰ Tanto Aggarwal (2004, p.1048) quanto Knetter e Prusa (2003, p.9) parecem concordar que a análise de casos AD deve considerar defasagens de 1 a 3 anos (ver final da seção 3.2, pág. 72).

restritiva do método de Levine e Renelt (1992), proposta por Sala-i Martin (1997), que permite considerar um grande número de variáveis sem afetar o grau de liberdade das estimações.⁸¹ Tal procedimento precisou ser adaptado a uma especificação do tipo *Poisson* que, conforme relembra Greene (1997), seria ideal para casos em que a variável dependente representa um evento discreto não negativo.⁸² Assim, foi possível desagregar diversas variáveis macroeconômicas que, teoricamente, influenciariam a abertura de casos *antidumping*, a fim de verificar se o impacto destas variáveis diverge daquilo que a literatura havia estabelecido e se tal procedimento é capaz de superar os resultados obtidos nos modelos com variáveis agregadas.⁸³

Vale ressaltar que, no caso da Argentina, não foram encontrados trabalhos que analisassem a efetividade do instrumento *antidumping*. Para o Brasil, pode-se citar o artigo de Vasconcelos e Firme (2011), onde a relação entre variáveis macroeconômicas e o número de casos AD não foi significativa. Logo, como a presente pesquisa considerou um número maior de variáveis e incluiu mais defasagens, espera-se que seja possível comparar os resultados deste trabalho com os demais obtidos na literatura de modo a avaliar seus possíveis ganhos.

Dadas as considerações mencionadas, o trabalho está organizado da seguinte forma: a Seção 3.2 contém um resumo da legislação AD brasileira e argentina. Na Seção 3.3, é realizada uma análise histórica dos casos AD, abertos por estes países no período de 1995 a 2010. A Seção 3.4 faz uma revisão dos trabalhos que verificaram os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre as investigações de *dumping*. Na seção 3.5 é apresentado o modelo econométrico e a base de dados. Por fim, têm-se os resultados, considerações finais e, ao final da Tese, as referências.

3.2 A utilização do mecanismo *antidumping* no Brasil e Argentina⁸⁴

⁸¹ Segundo Coelho e Figueiredo (2007), os métodos de Levine e Renelt (1992) e Sala-i Martin (1997), são, na realidade, algoritmos que ajudam a identificar as variáveis relevantes do modelo.

⁸² Exatamente o caso deste artigo. Onde a variável dependente (número de casos *antidumping*) é composta de valores inteiros e não negativos.

⁸³ Uma vez selecionadas, as variáveis explicativas relevantes foram incluídas em um modelo de regressão do tipo *Poisson* e verificou-se a possibilidade de haver problema de super-dispersão (*overdispersion*). Neste caso, o modelo Binomial Negativo se tornaria preferível ao *Poisson*.

⁸⁴ No intuito de caracterizar a prática de *dumping*, Knetter e Prusa (2003) ressaltam que dois critérios precisam ser satisfeitos. Primeiro, deve haver provas de que a indústria nacional sofreu grave prejuízo, devido às importações provenientes do exterior. Em segundo lugar, os produtos dos fornecedores estrangeiros precisam ser comercializados a preços inferiores ao "valor normal" praticado no mercado interno. Este último critério pode ser determinado de dois modos: (1) mostrando que o preço praticado no mercado doméstico pelos fornecedores estrangeiros é inferior ao preço praticado para o mesmo produto em outros mercados (*the "price-based" method* - método do Preço Base) ou (2) mostrando que o preço praticado no mercado interno é inferior à estimativa de custo acrescido de um rendimento normal (*the "constructed-value" method* - método do valor construído).

Dado que este trabalho pretende analisar o impacto de variáveis macroeconômicas sobre o número de processos *antidumping* iniciados no Brasil e na Argentina, é importante entender o funcionamento deste mecanismo, bem como o tempo decorrido entre uma petição AD e sua aceitação (ou abertura) para investigação nas unidades reguladoras dos países analisados. Desta forma, esta seção apresenta a legislação AD vigente na Argentina e no Brasil.

3.2.1 *Legislação antidumping na Argentina*

Na Argentina, os produtores que se sentem lesados pelas importações em concorrência desleal (*dumping* e subsídios) devem procurar a Diretoria de Concorrência Desleal – DCD (órgão da Subsecretária de Políticas e Gestão Comercial - SSPGC) que, em conjunto com a Comissão Nacional de Comércio Exterior - CNCE irão analisar o caso. Logo, para requerer a abertura de um inquérito *antidumping*, o candidato deve-se apresentar ao Departamento de Notificações da Indústria, Comércio e Pequenas e Médias Empresas (DICPME). Feito o pedido, o DICPME deve encaminhar o processo à CNCE, no prazo improrrogável de (2) dias úteis. Uma vez recebida a solicitação a CNCE e SSPGC tem o prazo de (5) dias para informar os erros e/ou omissões na solicitação do peticionário para que este possa corrigir as deficiências que possam existir na aplicação. Uma vez sanado tais problemas, a CNCE irá notificar o SSPGC sobre a existência de um produto nacional e da representatividade da solicitante, no prazo de (10) dias corridos. A SSPGC tem (2) dias úteis para acusar o recebimento de notificação da CNCE, porém se ainda existirem problemas na petição o processo é arquivado (MIND/SSPGE, 2011).

Caso contrário, a SSPGC tem (10) dias úteis para analisar as evidências sobre *dumping* ou subsídio e comunicar as suas conclusões ao CNCE. Uma vez que o relatório da SSPGC foi entregue, a CNCE tem (10) dias corridos para elevar sua determinação de dano à indústria doméstica e nexos causais entre a lesão e o *dumping* ou de subsídios, remetendo uma cópia à SSPGC e outra à Secretária de Indústria e comércio (SIC). Então, a SSPGC tem 3 (três) dias úteis para recomendar à SIC a abertura de um inquérito. Após isto, a SIC decidirá se deve ou não abrir a investigação, com base nas recomendações da SSPGC e CNCE, no prazo de (5) dias corridos. Uma vez que a resposta é positiva a resolução é publicada no Diário Oficial e o processo está aberto (MIND/SSPGE, 2011).

Consequentemente, o prazo existente entre a reclamação do produtor até a abertura oficial de um processo AD pode levar quase 50 dias. No entanto, o próprio MIND/SSPGE (2011) revela que estes prazos são geralmente prolongados. Além disso, nos relatórios semestrais sobre abertura de casos AD na Argentina, é possível verificar que os órgãos responsáveis por analisar as evidências de *dumping* (SSPGC e CNCE, no caso da Argentina) utilizam informações (muitas destas fornecidas pelo próprio requerente) que, por vezes, ultrapassam o período de 2 anos, na tentativa de provar a existência de dano à indústria local.

Uma vez aberto o processo, existe um período de investigação no qual a SSPGC e a CNCE enviam questionários aos produtores envolvidos que deverão ser respondidos em até (30) dias após o recebimento. Após (100) dias da abertura do processo, a SSPGC deve elaborar um informe constatando a existência de *dumping* ou subsídio. Enquanto isso a CNCE tem (110) dias para elaborar um relatório sobre o dano causado à indústria doméstica e a relação de causalidade. Dentro de (5) dias, estas determinações devem ser levadas à SIC que deverá recomendar ao Ministério da Produção que adote uma medida provisória para evitar o dano durante o resto da investigação. O ministério tem (20) dias para decidir se adota tal medida (MIND/SSPGE, 2011).

Em resumo, a SSPGC tem (220) dias e a CNCE (250), a partir da abertura do processo, para determinar uma medida definitiva alegando a existência (ou não) de *dumping* ou subsídio (alçada da SSPGC) e dano à indústria nacional (analisado pela CNCE). Feito isto, a SSPGC tem (10) dias para recomendar à SIC sobre a determinação julgada. Já a SIC deve expedir um relatório, em no máximo (10) dias, para o Ministério da Produção recomendando a medida a ser adotada. O Ministério tem (20) dias para decidir sobre o processo. Toda a investigação deveria ser realizada em 10 meses. Porém, este período nem sempre é respeitado (MIND/SSPGE, 2011).

3.2.2 Legislação antidumping no Brasil

A nova regulamentação *antidumping* no Brasil se deu a partir da promulgação da Lei 9.019 de 30 de março de 1995 e pelo Decreto 1.602 de 23 de agosto de 1995, que estabeleceram procedimentos relativos à aplicação de medidas *antidumping* (DECOM, 2002). Tal regulamentação objetivava adequar o Brasil às novas normas de comércio internacional resultantes da Rodada do Uruguai de negociações multilaterais do Acordo Geral sobre Tarifas Aduaneira e Comércio – GATT/OMC. Anteriormente a este período, a adoção dos códigos de *dumping*, preconizados pelo então GATT, era feita de forma voluntária e separadamente.

O procedimento de investigação de prática de *dumping* na economia brasileira tem início com a formalização de petição junto ao Departamento de Defesa Comercial – DECOM da Secretaria do Comércio Exterior – SECEX⁸⁵. Os proponentes das petições são os próprios produtores nacionais ou as entidades de classe. Após a análise prévia das informações que instruem o pedido, o DECOM habilita ou não a petição⁸⁶. No caso das petições habilitadas, o próximo passo consiste da análise do mérito dos pedidos. Nesta fase, são verificadas questões de representatividade dos peticionários e elementos de provas, fornecidos pelos mesmos, indicando a existência de *dumping*, dano e relação causal entre estes (DECOM, 2013). Os resultados possíveis são abrir um processo de investigação de *dumping* ou arquivar a petição. No caso da decisão por abrir investigação, todos os envolvidos (produtores domésticos, importadores e países exportadores) são informados da decisão.

Assim como ocorre na Argentina, o produtor brasileiro que quiser abrir um processo AD deve ser capaz de reunir informações que caracterizem a prática de *dumping*. A portaria sobre petição de investigação de *dumping* no Brasil diz que "o período de investigação de *dumping* compreenderá 12 (doze) meses". Enquanto isso, "o período de investigação de dano compreenderá 60 (sessenta) meses, divididos em cinco intervalos de 12 (doze) meses" (Portaria SECEX nº. 25, de 30 de julho de 2012). Logo, percebe-se que muitas informações passadas são consideradas na abertura de um processo AD.

O prazo para a conclusão da investigação é de (1) ano após a sua abertura, podendo ser prorrogado por até (6) meses. Neste período, existe a possibilidade de ocorrer aplicação de medidas provisórias, dada a constatação de prejuízo à indústria doméstica durante o período de investigação. Outra situação possível ainda nesta fase é a suspensão das investigações decorrente da revisão voluntária dos preços por parte do exportador ou simplesmente a interrupção das exportações objeto de investigação de *dumping*. Conforme estabelecido pela OMC, o período de investigação de *dumping* é de doze meses precedentes a data de abertura do processo e para a investigação de dano o período de análise é de trinta e seis meses (DECOM, 2013).

Como resultado final, após esta fase de investigação, pode ocorrer aplicação do direito *antidumping*⁸⁷, devido à constatação de existência de *dumping*, de dano e nexos causal entre eles. Por outro lado, as investigações são encerradas sem aplicação do direito *antidumping* quando da

⁸⁵ No âmbito do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior – MDIC.

⁸⁶ Caso o pedido seja negado, a petição é arquivada sem análise de mérito.

⁸⁷ Onde alíquotas *ad valorem* ou *quotas* são aplicadas com objetivo de neutralizar os danos à indústria nacional.

não comprovação de *dumping*. Outra situação possível é o encerramento das investigações sem aplicação do direito, via pedido de arquivamento formulado pelos peticionários. Neste caso, a SECEX pode deferir ou indeferir o pedido de arquivamento.

Portanto, no caso brasileiro, o período de investigação de *dumping* tem duração de 1 ano, enquanto a análise de dano pode chegar a 5 anos. Na Argentina, as informações necessárias à abertura dos processos AD, fornecidas pelos requerentes, costumam conter dados de até 2 anos. Em se tratando do período de análise do processo *antidumping*, Knetter e Prusa (2003, p.9) argumentam que seria plausível considerar um período de 1 a 3 anos: "*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*". Todavia, Aggarwal (2004, p.1048) argumenta que o período de 1 ano já seria suficiente: "*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*".

3.3. Casos *Antidumping* iniciados no Brasil e na Argentina entre 1995 e 2010.⁸⁸

Considerando a utilização do mecanismo *antidumping* por parte das autoridades reguladoras da Argentina e do Brasil, observou-se que 333 processos de investigação de *dumping* foram abertos na Argentina, contra 291 no Brasil, entre 1995 e 2010. Note que, embora estes números estejam próximos, eles retratam realidades diferentes. No período analisado, o PIB brasileiro foi, em média, 3.9 vezes maior que o da Argentina, enquanto as importações foram 2.8 vezes maiores.⁸⁹ Tanto o PIB quanto o nível de importações do Brasil sugerem que este país teria maior probabilidade de abrir processos AD quando comparado com a Argentina. No entanto, o

⁸⁸ É importante salientar que embora a legislação *antidumping* da Argentina tenha sido constituída em 1972, enquanto a brasileira passou a vigorar apenas em 1987 (ZANARDI, 2002, p. 5), o órgão responsável por catalogar e disponibilizar informações sobre tais medidas no país, *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial – MIND/SSPGE* (2011), começou a apresentar relatórios sobre esta prática apenas no 2º semestre de 1995 (no caso brasileiro é possível obter registros de medidas desde 1988). Desta forma, os dados argentinos limitaram o período analisado nesta seção.

⁸⁹ Utilizou-se o PIB no conceito de Paridade de Poder de Compra do IPEADATA (2013) e as importações em dólares correntes FOB do INDEC (2013), no caso da Argentina, e IPEADATA (2013) no caso do Brasil.

fato de a Argentina utilizar mais deste mecanismo, mesmo importando menos, pode indicar uma dificuldade maior deste país em concorrer com os produtos internacionais (TABELA 1).

A Tabela 1 ainda revela que, do total de processos iniciados pela Argentina, 62,2% obtiveram como resultado a aplicação do direito *antidumping*, enquanto no Brasil esta taxa foi de 55.7%. Além disso, o percentual de casos que ficaram sem aplicação de medidas foi menor na Argentina que no Brasil. Respectivamente, 29,4% e 32.3%. Portanto, a unidade reguladora da Argentina não apenas aceita investigar mais processos que a brasileira como também tende a acatar, com mais facilidade, os pedidos de proteção.

Tabela 1. Evolução dos resultados dos processos de investigação de *dumping* no Brasil e Argentina entre 1995 e 2010

Período	Abertura		Medida Provisória		Direito Definitivo		Compromissos de Preços		Sem Aplicação de Medidas	
	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG
	1995	5	29	2	4	3	12	0	2	8
1996	17	25	1	4	6	18	0	2	5	17
1997	15	15	0	12	2	3	0	1	5	11
1998	22	6	2	5	19	13	0	0	9	12
1999	18	28	9	6	5	6	0	4	2	2
2000	10	44	0	8	9	16	0	0	8	7
2001	18	27	0	21	11	14	6	3	7	2
2002	16	14	0	26	5	23	0	2	12	12
2003	17	5	0	0	9	19	0	1	5	2
2004	13	17	0	1	12	5	0	0	7	2
2005	13	18	0	2	9	8	2	3	3	2
2006	23	19	0	2	7	15	0	1	6	6
2007	18	14	7	5	19	11	1	0	2	3
2008	28	30	9	3	15	14	2	3	3	4
2009	18	28	7	26	19	15	0	4	9	1
2010	40	14	0	8	12	15	0	1	3	6
Nº de Casos (Total)	291	333	37	133	162	207	11	27	94	98
% sobre o Total de Abertura	100	100	12.7	39,9	55.7	62.2	3.8	8.1	32.3	29,4

Fonte: Elaboração própria com base no MIND/SSPGE (2011), para a Argentina, e DECOM (2011), para o Brasil.

Embora os números mencionados já tracem um perfil da unidade reguladora de cada país, as maiores diferenças foram verificadas nos percentuais de medidas que auferem o benefício de direitos provisórios (39.9% na Argentina, contra 12.7% no Brasil) e naquelas em que o requerente e o afetado optam por fazer um acordo de preços (8.1% e 3.8%, respectivamente).⁹⁰ Em ambos os casos a Argentina é substancialmente superior ao Brasil. Mais uma vez, os resultados indicam que a autoridade reguladora argentina costuma conceder mais benefícios protecionistas que a brasileira. O maior índice obtido nos compromissos de preços também

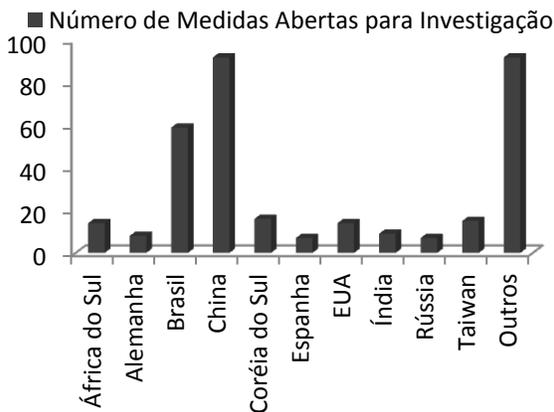
⁹⁰ Caso em que as empresas estrangeiras exportadoras citadas nos processos de investigação de *dumping* voluntariamente acordam em alterar seus preços.

aponta nesta direção. Em muitos casos, pode ser mais vantajoso para as firmas estrangeiras negociar um acordo de preço do que sofrer uma medida restritiva definitiva. Assim, como na Argentina a chance de sofrer punições é maior, as empresas estrangeiras optam por acordos de preços com maior intensidade do que o fazem no Brasil (TABELA 1).

Os resultados obtidos para o Brasil e Argentina, em termos de aplicação de direito *antidumping*, não estão deslocados da experiência mundial. Observa-se que a média mundial de resultados positivos, onde há aplicação de direito, ficou em torno de 56 % para o período de 1981 a 2001. Com relação aos países considerados "tradicionais usuários" do mecanismo *antidumping*, constata-se que há uma grande dispersão de resultados no referido período. Por exemplo, a Comunidade Econômica Européia chegou a resultados positivos, com imposição de tarifas, em 74% dos casos investigados entre 1981 a 2001. Nos Estados Unidos, esta taxa foi de 59%. Enquanto isto, a Austrália, Canadá e Nova Zelândia aplicaram medidas AD em 41%, 58% e 48% dos casos, respectivamente (ZANARDI, 2004, p.424-425).

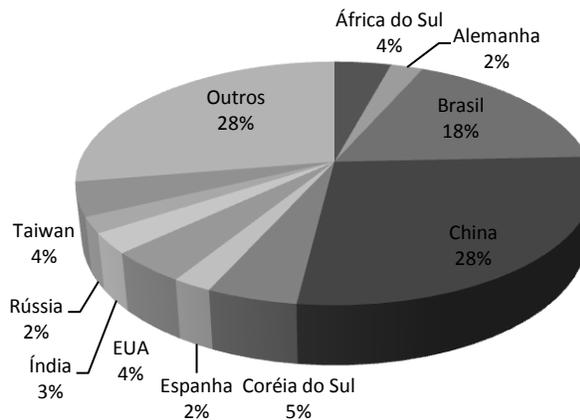
No que se refere ao número de medidas *antidumping* iniciadas pela unidade reguladora da Argentina entre 1995 e 2010, percebe-se que o Brasil e a China são alvo de quase metade dos casos iniciados por este país. Durante este período, a Argentina analisou 333 casos de *dumping*, sendo 58 deles contra empresas brasileiras e 91 contra empresas chinesas (GRÁFICO 3). Isto representa, respectivamente, 18% e 28% do total de casos abertos no período (GRÁFICO 4).

Gráfico 3. Número de casos *Antidumping* Abertos pela Unidade Reguladora Argentina (Valor acumulado entre 1995 e 2010)



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do MIND/SSPGE (2011).

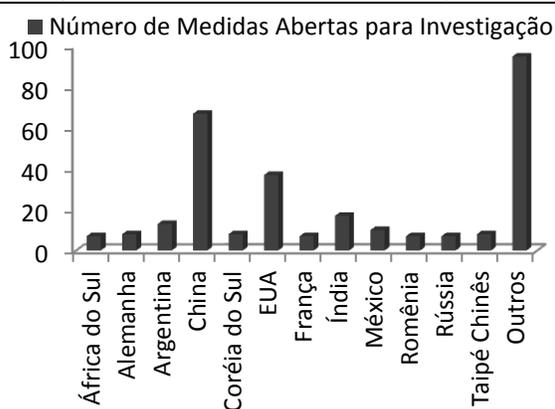
Gráfico 4. Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Argentina por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do MIND/SSPGE (2011).

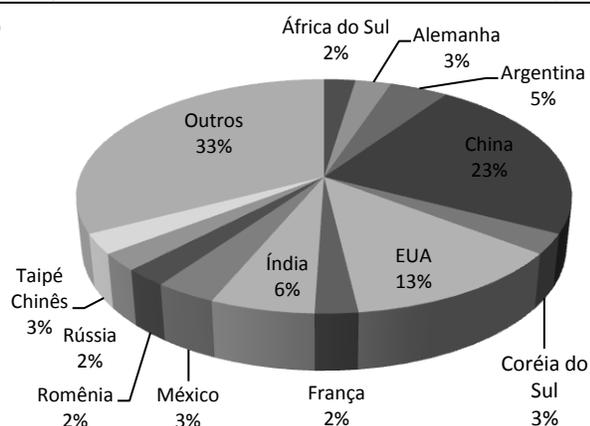
No Brasil os produtos chineses também são os principais alvos de medidas *antidumping*, seguido dos americanos. Dos 291 casos iniciados pelo Brasil, 67 tiveram como alvo a China e 37 os EUA (GRÁFICO 5). De acordo com o Gráfico 6, estes valores representam 23% e 13% do total de casos abertos pelo Brasil entre 1995 e 2010. Embora a Argentina seja o quarto país mais afetado por medidas AD oriundas do Brasil, o número de processos contra este país representou apenas 5% do total de casos abertos pelo Brasil. Este talvez seja um indício de que o Brasil tem menos dificuldade em enfrentar a concorrência argentina do que o contrário (lembrando que 18% dos casos abertos pela Argentina têm como alvo o Brasil).

Gráfico 5. Número de casos *Antidumping* Abertos pela Unidade Reguladora Brasileira (Valor acumulado entre 1995 e 2010)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DECOM (2011)

Gráfico 6. Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Brasileira por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DECOM (2011)

O Gráfico 7 revela a evolução anual do número de casos AD abertos pela Argentina, entre 1995 e 2010, com discriminação para os 2 principais países alvo destas medidas (China e Brasil, neste caso). É possível perceber que o ano de 2000 foi o mais intenso em termos de abertura de processos AD. Somente neste ano a Argentina abriu 44 investigações. No entanto, isto se deveu pouco à maior incidência de casos envolvendo o Brasil ou a China. Além disso, os dados mostram que os processos abertos contra Brasil e China apresentavam trajetórias semelhantes até o ano de 2000. Após este ano, o número de casos contra a China cresceu e, com exceção de 2006, passou a ser superior aos casos envolvendo o Brasil até o final do período analisado. Para verificar esta mudança, basta dividir a amostra em dois períodos de 8 anos (1995-2002 e 2003-2010). Neste caso, verifica-se que no primeiro período, a média de casos contra o

Brasil e China foi, respectivamente, 4.4 e 4.6. No período seguinte a média brasileira diminuiu para 3, enquanto a chinesa aumentou para 6.9. A elevação no número de casos envolvendo a China parece estar na contramão da tendência de utilização do instrumento *antidumping* na Argentina. É possível verificar que, em média, a unidade reguladora argentina abriu 23.5 casos ao ano, entre 1995 e 2002, enquanto em 2003-2010 a média anual cai para 18.1 casos ao ano.

No Gráfico 8 é possível fazer análise semelhante para a unidade reguladora brasileira. No Brasil, 2010 foi o ano em que mais se abriu processos AD (40 casos). O segundo e terceiro ano com maior incidência de abertura foram, respectivamente, 2008 (28 casos) e 2006 (23 casos). Estes números colocam o Brasil numa situação diferente da Argentina. Enquanto a Argentina parece estar diminuindo a abertura de casos, o Brasil parece estar aumentando (entre 1995-2002 a média brasileira foi de 15.1 novos casos ao ano, enquanto no período seguinte foi de 21.3). A maior abertura de casos atingiu os EUA, a China e, até mesmo, o grupo dos demais países. A média anual de casos envolvendo estas economias passou de 2.1, 2.3 e 10.8, entre 1995-2002, para 2.5, 6.1 e 12.6 em 2003-2010, respectivamente.

Gráfico 7. Evolução Anual do nº de casos *antidumping* abertos pela Argentina entre 1995 e 2010.

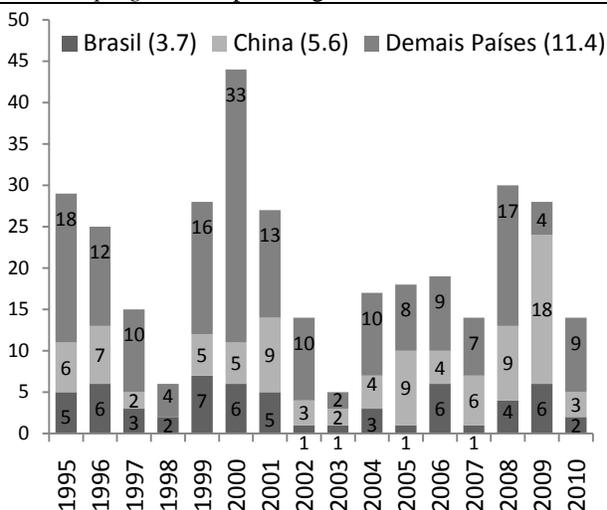
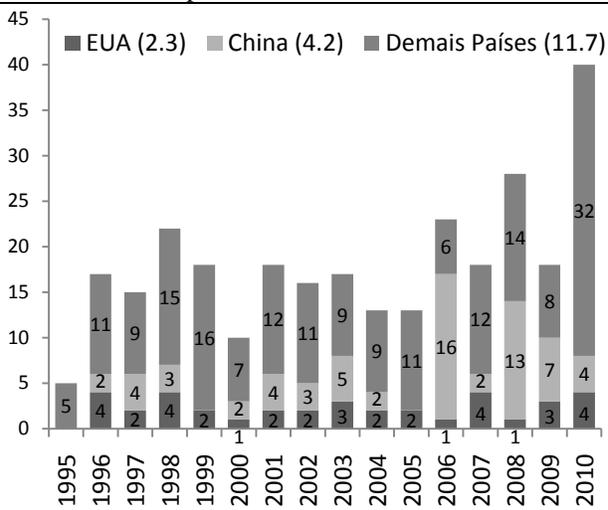


Gráfico 8. Evolução Anual do nº de casos *antidumping* abertos pelo Brasil entre 1995 e 2010.



Nota: Valores entre parênteses representam a média anual.

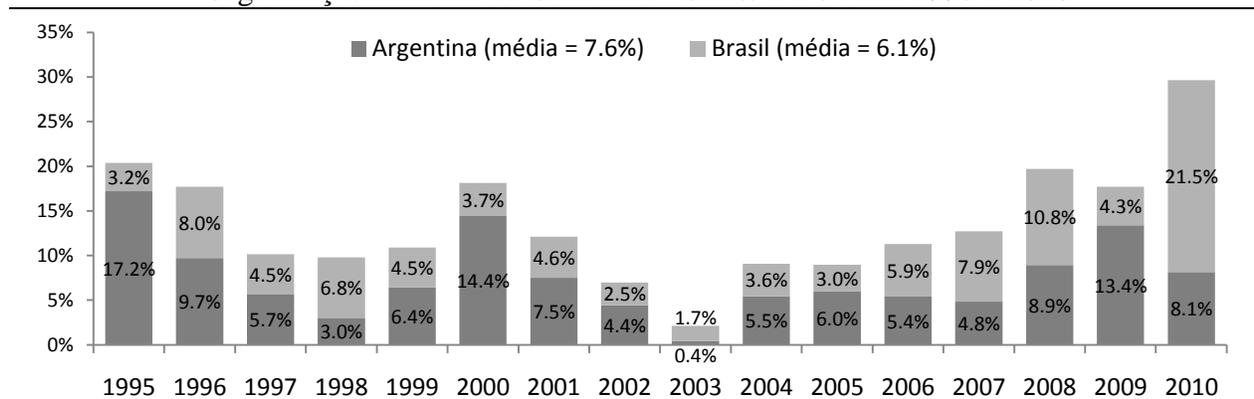
Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do MIND/SSPGE (2011).

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do DECOM (2011).

O Gráfico 9 mostra a participação brasileira e argentina no total de casos abertos pelos membros da Organização Mundial do Comércio - OMC. Embora a Argentina tenha sido, em média, mais representativa que o Brasil no período analisado (abriu 7.6% dos casos, contra 6.1%

no Brasil), é possível notar o Brasil tem crescido em termos relativos. Nos últimos 5 anos da amostra, o Brasil só não abriu mais casos que a Argentina em 2009. Em 2010, o total de casos iniciados pela autoridade brasileira representou mais de 1/5 do total de casos abertos no mundo.

Gráfico 9. Participação Argentina e Brasileira no Total de casos AD abertos pelos Membros da Organização Mundial do Comércio - OMC/WTO entre 1995 e 2010



Fonte: WTO (2013).

3.4. Trabalhos empíricos sobre a influência de Fatores Macroeconômicos na abertura de processos *antidumping*

Segundo Niels e Francois (2006), existem trabalhos, realizados principalmente para os EUA e União Européia, que comprovam que as medidas *antidumping* podem ser influenciadas por variáveis macroeconômicas. Em parte, isto ocorreria devido à pressão protecionista (contrária à importação de produtos estrangeiros) que geralmente ocorre em períodos de recessão ou apreciação cambial. Takacs (1981) foi um dos primeiros a encontrar evidências empíricas sobre esta relação.⁹¹ Posteriormente, Leidy (1997) comprovou que o número de medidas *antidumping* e compensatória⁹² aumentou nos EUA com o crescimento do desemprego e a diminuição da utilização da capacidade instalada da indústria. Além disso, este autor verificou a influência da variação real do dólar sobre o número de medidas *antidumping* para os EUA e encontrou uma relação positiva. Logo, uma valorização do dólar levava a um crescimento de processos *antidumping*. Resultado semelhante também foi encontrado por Irwin (2005) ao analisar o mesmo país entre 1947 e 2002. Todavia, Feinberg (1989), analisando a economia dos

⁹¹ O fato de o mecanismo *antidumping* ter se popularizado apenas na década de 80 faz com que trabalhos anteriores a este período sejam raros. Conforme relembra Aggarwal (2004, p.1044): "*Antidumping disputes were relatively few and far between until 1980. There is no exact accounting of worldwide AD activity for this period because before 1980, GATT did not require countries to report their contingent protection actions*".

⁹² Que visa compensar o efeito de um subsídio danoso ao comércio.

EUA entre 1982 e 1987, encontrou uma relação contrária entre a valorização do dólar e o número de processos *antidumping*. Em estudo mais recente, utilizando dados de EUA, União Européia, Austrália e Canadá para o período de 1980 e 1998, Knetter e Prusa (2003) concluíram que a apreciação do câmbio real e a diminuição do PIB real tendem a aumentar as reclamações *antidumping*.

Boa parte da literatura sobre o tema reconhece a existência de uma relação inversa entre crescimento econômico e a abertura de processos AD. Conforme ressalta Aggarwal (2004), a probabilidade de comprovação de dano à indústria doméstica aumentaria em momentos de crise.⁹³ Além disso, uma desaceleração na atividade econômica poderia induzir as firmas estrangeiras a reduzir seus preços a fim de manter o mercado, o que facilitaria a constatação de *dumping* através do critério de preço abaixo do valor justo.⁹⁴

Quanto ao impacto da taxa de câmbio real, Knetter e Prusa (2003) argumentam que ela poderia, em termos teóricos, tanto aumentar quanto diminuir o número de aplicações do direito *antidumping*. De um lado, a apreciação da moeda doméstica, com um conseqüente aumento do volume de importações, poderia aumentar a probabilidade de se concluir por aplicar o direito *antidumping* através do critério de dano material.⁹⁵ Enquanto isso, a abordagem do preço-base,⁹⁶ em uma situação de apreciação da moeda doméstica, dificultaria a comprovação de *dumping*.

O nível de atividade econômica externa também apresenta um caráter ambíguo. Neste caso, um cenário recessivo internacional dificultaria a determinação de *dumping* pelo argumento do preço abaixo do valor justo. O fato é que uma recessão externa causaria uma redução generalizada nos preços dos produtos exportados e não apenas àqueles que têm como destino o país doméstico em questão. 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).

⁹³ "If the macroeconomic environment is sluggish, any import competition may put further downward pressure on the capacity utilization, profit margins and employment. Moreover, under such circumstances, the probability of an affirmative material injury finding also increases." (AGGARWAL, 2004, p. 1047).

⁹⁴ "A weak economy in the importing country might naturally lead foreign firms to reduce prices on shipments to the importing country. This could increase the likelihood of pricing below fair value." (KNETTER; PRUSA, 2003, p.2).

⁹⁵ Quando o preço cobrado no mercado interno está abaixo de uma estimativa de custo mais um retorno normal.

⁹⁶ 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.

O saldo do balanço de pagamentos (BP) também poderia influenciar a abertura de casos AD. Segundo Niels e Francois (2006, p. 393), "*Political pressure for trade protection is likely to increase with the size of the current account deficit*". Aggarwal (2004, p. 1053) argumenta que "*External pressures such as import penetration and balance of payment deficits also exert a considerable influence on the use of AD*". Desta forma, um déficit no BP aumentaria tanto a procura por proteção por parte das firmas domésticas quanto à probabilidade de que o processo AD venha a ser aceito pela unidade reguladora. Entretanto, alguns autores, como o próprio Aggarwal (2004) e Niels e Francois (2006), preferem usar apenas com algumas contas do BP.⁹⁷

No caso de países considerados novos usuários do regime *antidumping*, há o estudo de Niels e Francois (2006), que investiga a relação entre fatores macroeconômicos e pedidos de investigação de *dumping* para o México. Considerando o período de 1987 a 2000, os autores concluem que há evidências de que a apreciação da taxa de câmbio real e uma piora na balança comercial acarretariam em aumento dos processos *antidumping*. Com relação ao nível de atividade econômica interna e externa, encontrou-se uma relação negativa com as petições *antidumping*. Assim, em cenários recessivos aumentaria a pressão por proteção *antidumping*.

Embora o trabalho de Niels e Francois (2006) indique que variáveis macroeconômicas influenciam a abertura de casos AD, o estudo de Vasconcelos e Firme (2011), realizado para o Brasil, aponta na direção contrária. Os resultados obtidos por estes autores revelam que variáveis macroeconômicas não têm efeito sobre o número de processos de investigação abertos entre 1990-2007. Desta forma, a autoridade brasileira não se deixaria influenciar por oscilações econômicas no momento de decidir pela abertura de um processo AD.

Aggarwal (2004) também investigou o efeito de fatores macroeconômicos sobre o uso do mecanismo *antidumping*. Para tanto o autor preferiu utilizar dados em painel contendo informações de 99 países entre os anos de 1980 e 2000. Seus resultados indicam que o nível de atividade econômica afeta tanto o número de petições de investigações quanto o resultado destas investigações⁹⁸. Além disso, o autor revela que países desenvolvidos estariam utilizando este instrumento mais como uma ferramenta protecionista do que como um mecanismo de correção

⁹⁷ Aggarwal (2004) considerou apenas o crescimento das importações e a participação da balança comercial (exportações - importações) no comércio total do país (exportações + importações).

⁹⁸ Outros trabalhos que analisam os efeitos variáveis macroeconômicas sobre a decisão da unidade reguladora em aplicar *antidumping*, ver: Finger *et al.* (1982), Hansen e Prusa (1997), Feinberg (2005) e Francois e Niels (2004).

do comércio desleal. Enquanto isto, os países em desenvolvimento estariam concentrando este recurso na retaliação ao uso deste mecanismo por parte de países estrangeiros.

Os trabalhos analisados até aqui revelam que os processos *antidumping* iniciados pela unidade reguladora de um país podem sofrer influência de variáveis como: Nível de Atividade Econômica Interna e Externa, Taxa de Câmbio e Saldo da Balança Comercial. Outra variável que será incluída neste trabalho é a inflação. Conforme coloca Vasconcelos e Vasconcelos (2005), a legislação *antidumping* poderia favorecer o comportamento anti-competitivo, alterando a dinâmica de preços de um determinado segmento. Neste caso, a diminuição da concorrência pressionaria os preços deste segmento para cima. Fato que poderia influenciar, em maior ou menor escala, o nível de preços internos. Assim, em um período de pressão inflacionária, a autoridade reguladora poderia ficar menos inclinada a iniciar um número elevado de processos *antidumping*.⁹⁹

Em resumo, os trabalhos e as hipóteses apresentados nesta seção indicam que o número de investigações *antidumping* (NI) pode sofrer influência de fatores como a renda interna (Y), renda externa (Y*), taxa de câmbio real (e), saldo do balanço de pagamentos (BP) e do nível de preços (P). Formalmente, tem-se:

$$NI = f \left(\underbrace{Y}_{(-)}, \underbrace{Y^*}_{(+/-)}, \underbrace{e}_{(+/-)}, \underbrace{BP}_{(-)}, \underbrace{P}_{(-)} \right) \quad (1)$$

Onde o sinal esperado de cada variável é apresentado entre parênteses.¹⁰⁰

3.5. Metodologia e Base de dados

Procurando verificar se fatores macroeconômicos influenciam o número de abertura de processos de investigações *antidumping* na economia brasileira e argentina no período de 1995 a 2010, empregou-se um modelo semelhante àquele proposto por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). Este último utilizou um modelo de defasagem distribuída sem nenhum termo auto-regressivo. Já o modelo de Niels e Francois (2006) inclui variáveis com

⁹⁹ Nota do autor: A hipótese levantada é que, enquanto firmas nacionais e estrangeiras concorrem abertamente pelo mercado interno, o nível de preços fica próximo ao seu limite inferior (lucro reduzido). No entanto, caso um setor consiga obter uma medida protecionista, como o caso das medidas AD, é provável que a falta de concorrência externa faça com que as empresas deste setor, paulatinamente, aumentem os preços internos.

¹⁰⁰ Uma questão que merece destaque refere-se à inclusão das variáveis explicativas em sua forma bruta (nível) ou em variação (diferença). Alguns autores preferiram a primeira opção (NIELS E FRANCOIS, 2006; VASCONCELOS E FIRME, 2011) enquanto outros optaram por trabalhar com a variação das mesmas (KNETTER E PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004). Sendo assim, a princípio serão consideradas ambas as opções.

defasagens e um termo auto-regressivo, fazendo com que a aplicação fique semelhante a um modelo Auto-Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).¹⁰¹

Como é provável que exista alguma inércia associada à abertura de processos *antidumping*, de modo que os casos AD iniciados em t-1 poderiam influenciar a abertura em t, optou-se por utilizar o modelo ARDL neste artigo. Além disso, a fim de testar um número maior de variáveis (desagregadas) e conferir maior robustez ao modelo, as variáveis explicativas foram selecionadas com base no teste proposto por Sala-i Martin (1997) adaptado a um modelo de contagem (*count model*) do tipo Poisson, pois, conforme Aggarwal (2004, p.1049): "*The Poisson regression model, a non-linear model, is widely used for such data.*"¹⁰²

Uma vez selecionadas, todas as variáveis relevantes foram incluídas em um modelo do tipo Poisson e testou-se a possibilidade de haver *overdispersion* (caso em que o modelo Binomial Negativo seria preferível ao Poisson). Feito isto, foi possível verificar se os modelos com variáveis desagregadas foram superiores às estimações que consideraram apenas variáveis agregadas.

3.5.1 O modelo Econométrico

Com relação aos modelos auto-regressivos de defasagem distribuída (ARDL), Greene (1997), argumenta que, além do efeito inercial captado pela própria variável dependente defasada (Y_{t-k}), eles reconhecem que qualquer variação nas variáveis explicativas pode ter implicações comportamentais para além do período de tempo em que ocorreu. Assim as conseqüências das decisões econômicas podem perdurar ao longo do tempo.¹⁰³ Portanto, trata-se de um modelo dinâmico que leva em consideração tanto esta inércia quanto a possibilidade de efeitos defasados por parte das variáveis explicativas, conforme demonstrado na Equação 02.

$$y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_k y_{t-k} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon \quad (2)$$

Onde: y é a variável dependente; a é uma constante do modelo; $\theta_1 \dots \theta_k$ são os componentes de efeito inercial associados à própria variável dependente defasada em t-1, ..., t-k períodos; X é uma

¹⁰¹ Sigla referente ao termo em inglês: *Auto-Regressive Distributed Lag*.

¹⁰² Knetter e Prusa (2003), Aggarwal (2004), Vasconcelos e Firme (2011) e Sudsawasd (2012) também usaram o modelo de Poisson para analisar o efeito de variáveis macroeconômicas sobre a abertura de casos AD.

¹⁰³ Esta informação pode ser importante para os formuladores de política econômica, pois é possível mensurar quanto da modificação acontecerá no instante em que ela ocorre e quanto ocorrerá nos períodos seguintes.

matriz de variáveis explicativas onde o termo subscrito representa a defasagem (t, t-1, ..., t-k); $\beta_0, \beta_1 \dots \beta_k$ são parâmetros que acompanham X; ε é um termo de erro aleatório [$N \sim (0, S^2)$].¹⁰⁴

Substituindo os elementos da expressão 1 na equação 2, de modo que $y = NI$ e $X = [Y, Y^*, e, BP, P]$, é possível obter o modelo básico que será estimado neste trabalho.

Todavia, como o número de investigação *antidumping* (NI) 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*".¹⁰⁵

A função de densidade condicional de y_i , dado os X_i regressores, associada ao Poisson é:

$$f(y_i | X_i; \beta) = \left[e^{-\exp(X_i' \beta)} \exp(X_i' \beta)^{y_i} \right] / y_i! \quad (3)$$

Onde: y_i é a variável dependente, composta por valores inteiros não negativos {0, 1, 2...}; X_i é uma matriz contendo as variáveis explicativas e β são os parâmetros associados à estas variáveis.

A equação 3 revela que este modelo não é linear em seus parâmetros. Sendo assim, os modelos de regressão linear não seriam capazes de fornecer boas estimativas. Conforme relembra 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 apresenta melhores resultados.

De acordo com Greene (2002), o estimador de máxima verossimilhança (EMV), oriundo da equação 3, pode ser calculado através da maximização da função de Log-Verossimilhança:

¹⁰⁴ A Equação 1 representa um modelo de ARDL envolvendo K períodos de tempo. Neste caso, o coeficiente β_0 é conhecido como coeficiente de impacto ou multiplicador de curto prazo, visto que uma variação em X_t causa um efeito contemporâneo em Y_t . Assim, β_0 é a derivada parcial de Y_t , em relação a X_t . Note que qualquer outro impacto já levará em conta o efeito inercial de Y . Por exemplo, se uma mudança unitária em X é mantida, $(\beta_0 + \beta_1 + \theta_1)$ medem a variação acumulada em Y neste período, $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \theta_1 + \theta_2)$ no período seguinte, e assim por diante. Esta soma parcial é chamada de impacto intermediário. Finalmente, após K períodos de tempo, obtêm-se o impacto de longo prazo ou impacto total que é dado pela soma dos betas e tetas, β e θ .

¹⁰⁵ Diferentemente do MQO, o modelo de Poisson não impõe que os erros sejam normais. Logo, não há necessidade de que as séries, incluídas no modelo, sejam estacionárias.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n [-\exp(X_i'\beta) + y_i X_i'\beta - \ln y_i!] \quad (4)$$

Logo, o EMV para o modelo de Poisson é:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \{[y_i - \exp(X_i'\beta)]X_i\} = 0 \quad (5)$$

Para que este estimador seja consistente e eficiente, o Modelo de Poisson impõe que $Var(y_i|X_i'\beta) = E(y_i|X_i'\beta)$. Contudo, esta hipótese é frequentemente violada. O caso mais comum é a super-dispersão (*overdispersion*) e ocorre quando $Var(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$.¹⁰⁶

A fim de verificar esta hipótese, Wooldridge (1996), desenvolveu um teste que consiste em regredir $(\varepsilon_i^2 - 1)$ contra \hat{y}_t após ter estimado o modelo de Poisson.¹⁰⁷ Assim, se a estimação resultante obtiver um coeficiente positivo e significativo, haverá um indício de super-dispersão e o modelo de Poisson estará mal especificado.¹⁰⁸

Neste caso, recomenda-se a utilização de uma generalização do modelo de Poisson conhecida como Modelo Binomial Negativo. Esta especificação introduz um efeito individual não observado (ε_i) na média condicional (μ_i). Assim:

$$\ln \mu_i = X_i'\beta + \varepsilon_i = \ln \lambda_i + \ln u_i \quad (6)$$

Onde o distúrbio ε_i representa o erro de especificação do modelo que deve ser incluído na média condicional. Além disso, $\lambda_i = \exp(X_i'\beta)$ e $u_i = \exp(\varepsilon_i)$. Desta forma, a distribuição de y_i condicionada a X_i e u_i permanece sendo uma Poisson. Ou seja:

$$f(y_i|X_i'\beta, u_i) = [e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}] / y_i! \quad (7)$$

Entretanto, a distribuição $f(y_i|X_i'\beta)$ se modifica e transforma-se em:

$$f(y_i|X_i'\beta) = \int_0^\infty \{[e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}] / y_i!\} g(u_i) du_i \quad (8)$$

Assumindo que u_i tem uma distribuição Gama, do tipo: $\{g(u_i) = [\theta^\theta / \Gamma(\theta)] e^{-\theta u_i} u_i^{\theta-1}\}$, é possível mostrar que esta distribuição tem uma média condicional (λ_i) e uma variância condicional $\{\lambda_i [1 + \lambda_i (1/\theta)]\}$. Desta forma, o modelo Binomial Negativo é

¹⁰⁶ Segundo Wooldridge (2002), o caso em que $Var(y_i|X_i'\beta) < E(y_i|X_i'\beta)$ é raro e recebe o nome de Sub-Dispersão (*Underdispersion*). Neste cenário, o Poisson e o Binomial Negativo se tornam inadequados. Na tentativa de contornar esta questão, buscou-se ponderar (CASTILLO & PEREZ-CASANY, 2005) ou generalizar (CONSUL, 1989) o modelo de Poisson e trabalhar com distribuições *Gamma* (WINKELMANN, 1995). Alguns modelos são capazes de lidar com ambos os casos (super e sub-dispersão), como o *COM-Poisson*, criado por Conway e Maxwell (1962) e aplicado por Shmueli *et al* (2005) e Kadane *et al* (2006), e o *Double Poisson*, proposto por Efron (1986).

¹⁰⁷ Onde \hat{y}_i é o valor estimado de y_i através do modelo de Poisson e $\varepsilon_i^2 = (y_i - \hat{y}_i)^2$.

¹⁰⁸ Outros testes para verificar Super-Dispersão foram elaborados por Lee (1986), Cameron e Trivedi (1990) e Gurmu (1991).

capaz de acomodar a super-dispersão, uma vez que sua especificação aceita que $Var(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$.

3.5.2 O Problema da Seleção das Variáveis e Defasagens

Conforme mencionado, o método de seleção das variáveis proposto por Sala-i Martin (1997) permitiu considerar um número maior de variáveis e defasagens no modelo, mesmo contando com poucas observações no banco de dados. Segundo Jensen e Würtz (2006, p.2): *"When only small or undersized samples are available for the analysis, researchers often have to work with models of relatively low dimension."* Assim como ocorre no presente trabalho, o número reduzido de observações impedia que mais variáveis fossem incluídas no modelo (haveria mais parâmetros a serem estimados que observações). Neste caso, os autores sugerem que: *"Faced with this problem, some researchers choose a low-dimensional model using a model selection criterion (e.g.: AIC and BIC). Others consider a (large) number of low-dimensional models and use sensitivity analysis to assess the "robustness" of the variable of interest [e.g.: Levine and Renelt (1992) and Sala-i-Martin (1997)]"* (JENSEN E WÜRTZ, 2006, p.2).

Desta forma, a utilização dos métodos mencionados possibilitaria incluir e testar um número maior de variáveis. Assim, as cinco variáveis apresentadas na Equação 1 foram desagregadas em um total de 28, conforme demonstrado no Quadro 1. Espera-se que tal desagregação minimize a possibilidade de viés de agregação (*aggregation bias*)¹⁰⁹ que geralmente está associado a dados macroeconômicos.¹¹⁰

Quanto à escolha da defasagem, optou-se por um período de até 1 ano (4 trimestres), que, segundo Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004), seria aceitável em se tratando de análise AD (os autores defendem defasagens entre 1 e 3 anos).¹¹¹ Tal defasagem já seria superior à praticada por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). No primeiro caso, as variáveis foram

¹⁰⁹ As causas e problemas relacionados ao viés de agregação são bem discutidos em Stoker (1993) e Glaeser *et al* (2003). Segundo Glaeser *et al* (2003), este tipo de viés ocorre quando há perda de informação devido à agregação de dados heterogêneos. Tome-se como exemplo o efeito da renda externa (Y^*) sobre a abertura de casos *antidumping* (AD). Logo, poderia haver viés de agregação se a renda externa de alguns países apresentasse uma trajetória diferente daquela verificada nos demais. Neste cenário estar-se-ia agregando informações heterogêneas que, segundo Stoker (1993) e Glaeser *et al* (2003), poderiam afetar a magnitude dos coeficientes estimados.

¹¹⁰ Segundo Resende Filho *et al* (2012, p.35), este viés é "provável de ocorrer em estudos que utilizam dados agregados de séries temporais". Britto (2006, p.237), em trabalho realizado para o Brasil, revela que os problemas associados ao viés de agregação são "comuns aos dados regionais e nacionais".

¹¹¹ Outra opção seria incluir a maior defasagem possível e selecionar a melhor com base nos critérios de AIC e BIC. Contudo, o número de variáveis aumentaria consideravelmente a cada defasagem incluída. Assim, devido ao limitado número de observações deste trabalho, não foi possível testar uma defasagem superior à utilizada.

defasadas em 1 período (o equivalente a 6 meses), enquanto Vasconcelos e Firme (2011) o fazem para 3 períodos (ou 9 meses).¹¹²

Quadro 1. Discriminação das variáveis consideradas no Modelo.

Var.	Variáveis Desagregadas	Descrição	Nº.
<i>Y</i>	$Y_N, Y_C, \Delta Y_N, \Delta Y_C$	Foi verificada a influência do nível (<i>Y</i>) e da variação (ΔY) da renda interna, ambas avaliadas em valores nominais (Y_N) e constantes (Y_C).	4
<i>Y*</i>	$Y_N^{CH}, Y_C^{CH}, Y_N^{US/BR}, Y_C^{US/BR}, Y_N^{RM}, Y_C^{RM}, \Delta Y_N^{CH}, \Delta Y_C^{CH}, \Delta Y_N^{US/BR}, \Delta Y_C^{US/BR}, \Delta Y_N^{RM}, \Delta Y_C^{RM}$	A renda externa (<i>Y*</i>) também foi mensurada em valores nominais e constantes e testada em nível e diferença. Além disso, esta variável foi desagregada para os 2 principais alvos de medidas AD iniciadas pelo Brasil / Argentina mais a renda do resto do mundo. Respectivamente, China (CH), USA (US) / Brasil (BR) e Resto do Mundo (RM).	12
<i>BP</i>	$BC, BS, Res, \Delta BC, \Delta BS, \Delta Res$	O Balanço de Pagamentos (<i>BP</i>) foi subdividido em Balança Comercial (<i>BC</i>), Balança de Serviços (<i>BS</i>) e Reservas acumuladas no exercício (<i>Res</i>). Assim como nos demais casos, elas foram testadas em nível e em diferença.	6
<i>e</i>	$e, E, \Delta e, \Delta E$	Considerou-se a possibilidade de o nível e as variações na taxa de câmbio real (<i>e</i>) e nominal (<i>E</i>) pudessem influenciar a abertura de casos AD.	4
<i>P</i>	$P, \Delta P$	Por fim, tanto o nível de preços (<i>P</i>) quanto a inflação foram incluídos (ΔP).	2

Nota: No total, 28 variáveis foram testadas para o Brasil e para a Argentina. A fim de evitar a multicolinearidade, estas variáveis foram subdivididas e testadas em blocos. Assim, foram estimados modelos apenas com variáveis: a) nominais em nível; b) nominais em diferença; c) reais em nível; reais em diferença (ver seção 3.6).

Fonte: Elaboração própria com base nos trabalhos apresentados na seção 3.4.

Entretanto, a seção 3.2 revelou o período de influência das variáveis poderia ser ainda maior que 1 ano. No caso da Argentina, basta analisar os relatórios semestrais do MIND/SSPGE (2011) para verificar que, em uma parcela significativa dos casos, os indícios de *dumping* e dano são constatados para períodos anteriores a 2 anos (contados a partir da abertura do processo).¹¹³ No Brasil, a Portaria SECEX nº. 25, de 30 de julho de 2012 revela que a comprovação de dano pode incluir informações de até 60 meses anteriores a abertura do processo.¹¹⁴

Esta falta de definição sobre o período de influência das variáveis explicativas em um modelo que não é bem definido em termos teóricos gera um novo problema. O fato é que, quando não se sabe ao certo o período que deve ser considerado e quais variáveis são relevantes para explicar o modelo, geralmente opta-se por incluir o maior número de variáveis e defasagens possíveis. No entanto, o próprio processo de correlação existente entre as variáveis pode levar o

¹¹² O problema é que os trabalhos relacionados à literatura *antidumping* não dispõem de grandes séries temporais. Os artigos mencionados dispunham de 28 e 68 observações, respectivamente. Assim, a cada defasagem incluída os pesquisadores enfrentavam um *trade-off* entre a omissão de variáveis relevantes (no caso de uma defasagem não incluída) e as propriedades assintóticas do modelo (que dependem da disponibilidade de observações).

¹¹³ Cabe ressaltar que o MIND/SSPGE (2011) passou a divulgar a investigação para dano e *dumping* no período de pré-abertura do processo apenas a partir do relatório referente ao 1º Semestre de 2009. Nos relatórios anteriores esta informação não está disponível.

¹¹⁴ No caso da Argentina, a análise de dano à indústria interna é responsabilidade da Comissão Nacional de Comércio Exterior – CNCE. Já a caracterização de *dumping* é realizado pela Subsecretária de Políticas e Gestão Comercial – SSPGC. No Brasil, ambos são analisados pelo Departamento de Comércio - DECOM.

modelo a aceitá-las como relevantes quando na realidade não o são (e vice-versa). Coelho e Figueiredo (2007, p.339) expressam bem esta questão. Segundo eles: "Mesmo que o pesquisador inclua um grande número de variáveis de forma a evitar a omissão de variáveis, ao realizar algumas regressões combinando as variáveis disponíveis, ele se deparará com situações onde uma variável que era significativa em determinada regressão, deixa de sê-la quando incluimos ou excluimos algumas variáveis".

Logo, visando contornar esta questão e conferir maior robustez à escolha das variáveis e suas respectivas defasagens, propõe-se a utilização da versão menos restritiva do teste de Levine e Renelt (1992) proposta por Sala-i Martin (1997). Tal procedimento ainda apresenta a possibilidade de se testar um número maior de variáveis do que seria possível em uma estimação convencional. Neste trabalho, os 333 casos *antidumping* iniciados pela Argentina e os 291 iniciados pelo Brasil, durante o período de 1995 a 2010, foram agrupados em periodicidade trimestral. Logo, tem-se $t = 1, \dots, 64$. Entretanto, observando o Quadro 1, é possível verificar que 14 variáveis em nível mais 14 em diferença foram consideradas. Some-se a isso a defasagem de 1 ano (4 trimestres) aplicada a cada variável explicativa e ao termo auto-regressivo (ver Equação 2) e será necessário estimar $[Cte + 28 + (4 \times 28) + 4] = 145$ parâmetros. Valor superior ao número de observações (64).

3.5.3 O Método Robusto de Seleção de variáveis relevantes de Sala-i Martin (1997) ¹¹⁵

Segundo Hoover e Perez (2004, p.766), um dos problemas associados a trabalhos empíricos é que "*different studies reach different conclusions depending on what combination of regressors the investigator chooses to put into his regression.*" Visando contornar esta questão e conferir maior credibilidade aos resultados Levine e Renelt (1992), baseados em Leamer (1983, 1985)¹¹⁶, desenvolveram um teste (*Extreme Bounds Analysis - EBA*) onde o coeficiente e a significância de cada variável explicativa são avaliados através de diversas regressões. Todavia, Sala-i-Martin (1997) argumenta que esta abordagem é restritiva demais e tende a excluir a

¹¹⁵ Os autores gostariam de agradecer ao Professor Rogério da Silva Mattos (PPGE/UFJF) pelo auxílio na programação deste teste. A rotina, adaptada a uma especificação do tipo Poisson, foi realizada no *software* MATLAB e se encontra no Quadro A.1 em ANEXO.

¹¹⁶ A idéia central de Leamer (1983, 1985) era que uma variável somente poderia ser considerada relevante se seu coeficiente apresentasse pouca variação na presença ou ausência de outras variáveis explicativas.

grande maioria das variáveis.¹¹⁷ Assim, ele propõe que, ao invés de analisar os valores extremos de cada coeficiente estimado para uma variável, deve-se considerar toda a distribuição das estimativas da variável de interesse.¹¹⁸

Estes testes e suas variações têm sido utilizados para avaliar os determinantes de diversos fenômenos. Tais como: crescimento econômico (LEVINE E RENELT, 1992; SALA-I MARTIN, 1997; HOOVER E PEREZ, 2004; BEUGELSDIJK *et al*, 2004; STURM E HAAN, 2005; REED, 2009), investimento externo direto (MOOSA E CARDAK, 2006), investimento em pesquisa e desenvolvimento (WANG, 2010) e decisões de empréstimo do FMI (MOSER E STURM, 2011). Lensink *et al* (2000) também usaram estes testes a fim de verificar a influência do risco político sobre a fuga de capitais. Para o Brasil, tem-se o trabalho sobre convergência de renda de Coelho e Figueiredo (2007). No que se refere à literatura *antidumping*, não foram encontrados trabalhos que utilizassem este instrumental.

O procedimento inicial, comum a ambos os autores, se fundamenta na realização de regressões da seguinte forma:

$$\Gamma = \alpha + \beta_{yi}Y + \beta_{zi}Z + \beta_{xi}X + \varepsilon \quad (9)$$

onde: Γ é a variável dependente (abertura de casos *antidumping*); Z é a variável cuja robustez queremos testar, Y é o conjunto de variáveis comum a todas as regressões e X é um grupo formado normalmente por três variáveis extraídas de um conjunto de tamanho N .¹¹⁹

Ambos os testes se baseiam nos valores dos coeficientes β_z e nos seus respectivos desvios-padrão obtidos nas diversas regressões realizadas, mas diferem quanto ao critério utilizado para caracterizar a robustez da variável. O primeiro, proposto por Levine e Renelt, se fundamenta na técnica denominada *extreme bounds analysis* – EBA. Segundo esse critério, uma variável é dita robusta se seu limite inferior e superior possuírem o mesmo sinal, sendo o limite inferior dado pelo menor coeficiente significativo subtraído de duas vezes seu desvio-padrão, $\beta_{zi} - 2\sigma_{zi}$, e o limite superior, pela soma do maior coeficiente significativo a duas vezes seu desvio,

¹¹⁷ Nas palavras de Beugelsdijk *et al* (2004, p.122): "In a critique on the application of the EBA approach to assess the robustness of growth results, Sala-i-Martin (1997) proposed to relax the criterion imposed by Leamer. His basic argument is that the EBA condition that a relationship should be significant as well as of the same sign in each and every regression equation is too strict."

¹¹⁸ A abordagem de Sala-i-Martin (1997) é baseada em toda a distribuição dos coeficientes obtidos para a variável de interesse. Assim, considerando a função de distribuição acumulada (que se assume ser uma normal), é possível verificar como os coeficientes estão distribuídos dos dois lados de zero. Logo, foram consideradas relevantes todas as variáveis em que pelo menos 90% dos coeficientes estavam concentrados em um dos lados de zero.

¹¹⁹ Como X é composto por três variáveis, o procedimento realizará $\left[\frac{N!}{(N-3)!3!} \right]$ regressões para cada variável testada.

$\beta_{zi} + 2\sigma_{zi}$. O teste proposto por Sala-i-Martin, por outro lado, se baseia na análise de toda distribuição do estimador β_z e, em uma de suas versões, se resume a verificação da significância da seguinte estatística:

$$t = \left(\frac{\sum_i \beta_{zi}}{M} \right) / \left(\sqrt{\sum_i \sigma_{zi}^2 / M} \right) \quad (10)$$

Onde M é o número de regressões realizadas no teste de robustez de cada variável. Neste caso, uma variável será considerada robusta se a estatística t for superior a determinado valor crítico estabelecido com base na significância do teste (no caso deste trabalho optou-se por um nível de confiança de 90%).

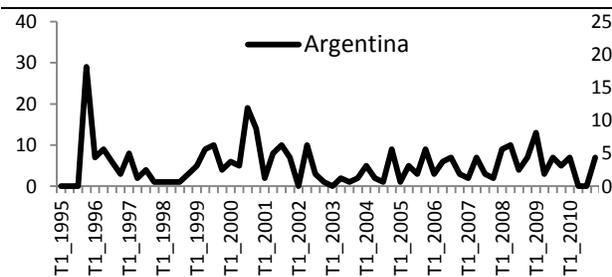
Como estes métodos realizam diversas estimações no intuito de testar se o efeito relativo de uma variável explicativa "z" se mantém após diversas combinações de variáveis explicativas, eles acabam minimizando a possibilidade de que "z" seja incluída no modelo apenas por apresentar algum tipo de correlação não desejada com outras variáveis do modelo. Portanto, estes testes se apresentam como uma forma robusta para selecionar as variáveis do modelo.

3.5.4 Descrição da Base de dados

As variáveis utilizadas neste trabalho foram:

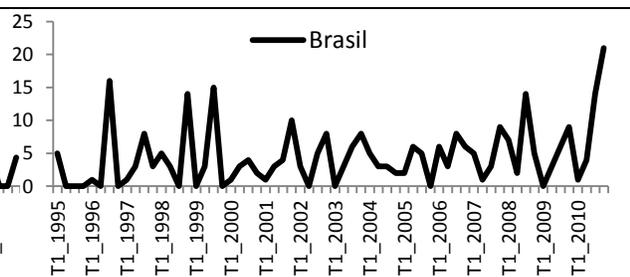
$NI_t \Rightarrow$ é o número de processos *antidumping* abertos e encerrados no período t . Os 333 casos abertos pela unidade reguladora da Argentina entre 1995 e 2010 foram obtidos nos relatórios semestrais do *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial* - MIND/SSPGE (2011). No caso brasileiro, os 291 casos estão dispostos nos relatórios anuais do Departamento de Comércio - DECOM (2011). Tanto os casos argentinos quanto os brasileiros foram agrupados em trimestres (GRÁFICOS 10 e 11).

Gráfico 10. Casos *Antidumping* Iniciados na Argentina entre 1995 e 2010 (Dados Trimestrais).



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos relatórios do MIND/SSPGE (2011).

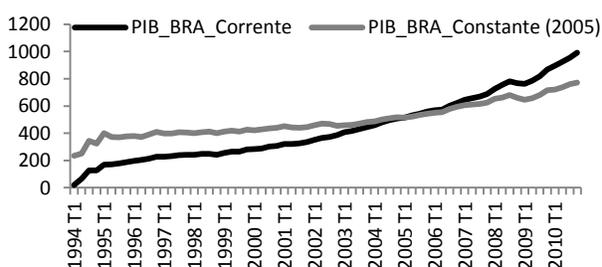
Gráfico 11. Casos *Antidumping* Iniciados no Brasil entre 1995 e 2010 (Dados Trimestrais).



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos relatórios do DECOM (2011).

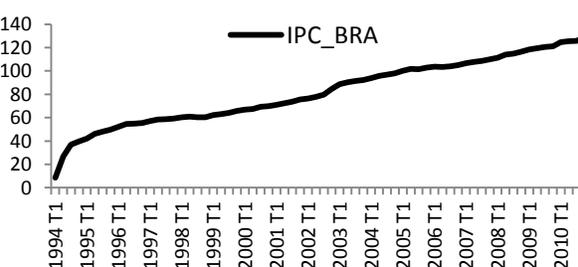
$Y_t \Rightarrow$ representa a produção interna bruta (PIB), em moeda nacional, do Brasil e da Argentina. No caso da Argentina, utilizou-se os valores trimestrais, em Pesos argentinos (\$) correntes, da *Dirección Nacional de Cuentas Nacionales - DNCN*,¹²⁰ disponíveis no *Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC* (2013).¹²¹ Para o Brasil, empregou-se o PIB mensal, em Reais (R\$) correntes, acumulado no trimestre. Estes dados são oriundos do Banco Central do Brasil (BCB) e estão disponíveis na seção de contas nacionais do IPEADATA (2013). Tanto o PIB brasileiro quanto o Argentino foram dessazonalizados utilizando o programa de ajuste sazonal X12, proposto pelo *U.S. Census Bureau*, e disponível no *software Eviews 5*.¹²² As séries são apresentadas nos Gráficos 12 e 14.

Gráfico 12. PIB Brasileiro - Valores em Bilhões de Reais correntes e constantes (2005=100)



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do BCB, IPEADATA (2013).

Gráfico 13. IPC do Brasil



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados da FGV, IPEADATA (2013).

Como se trata de um trabalho exploratório, onde não há um modelo formal bem definido, testou-se não apenas a influência do PIB corrente destes países como também a possibilidade do PIB a preços constantes influenciar a abertura de casos AD. Para tanto, as séries de PIB de Brasil e Argentina foram convertidas em valores de 2005 conforme o IPC destes países (GRÁFICOS 12 e 14).¹²³ O IPC argentino, utilizado na conversão, é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional - *International Financial Statistics* (FMI/IFS). Já no caso do Brasil, foi utilizado

¹²⁰ Tabela de *Oferta y demanda globales, en millones de pesos a precios corrientes*.

¹²¹ Cabe destacar que o PIB anual argentino era igual à média dos valores trimestrais (e não a soma). Assim, se um pesquisador somasse os valores trimestrais e convertesse o resultado em dólares iria encontrar um valor acumulado superior ao brasileiro (fato que não condiz com a realidade). Logo, os valores precisaram ser ajustados e o PIB anual foi redistribuído conforme a participação de cada trimestre no total produzido anualmente.

¹²² Maiores detalhes na seção "*Seasonal Adjustment*" do *EViews 5 User's Guide* (2004, p. 324-333).

¹²³ Alguns autores evitam utilizar o IPC, pois a cesta de produtos utilizada para compor o índice pode variar entre países. Assim, o índice de preços por atacado (IPA) poderia ser mais indicado. No entanto, como será visto, não foi possível encontrar uma série com este índice para a China. Assim, optou-se pela utilização do IPC.

IPC da Fundação Getúlio Vargas - FGV.¹²⁴ Os dois índices estão disponíveis no IPEADATA (2013) e são apresentados nos Gráficos 13 e 15.

Gráfico 14. PIB Argentino - Valores em Bilhões de Pesos correntes e constantes (2005=100)

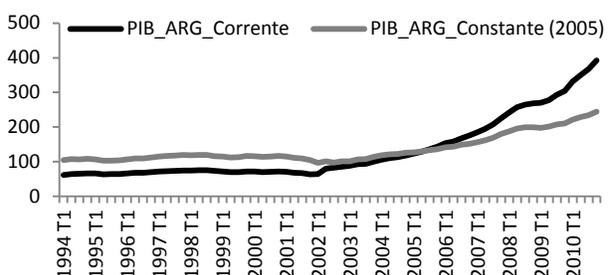
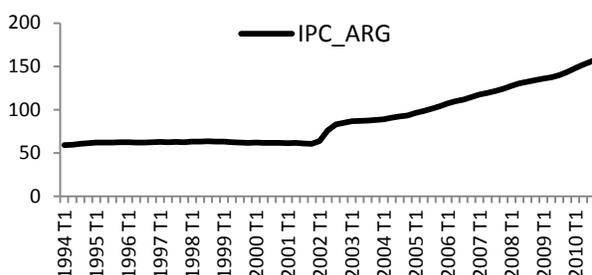


Gráfico 15. IPC da Argentina



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do DNCN, INDEC (2013).

Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do FMI/IFS, IPEADATA (2013).

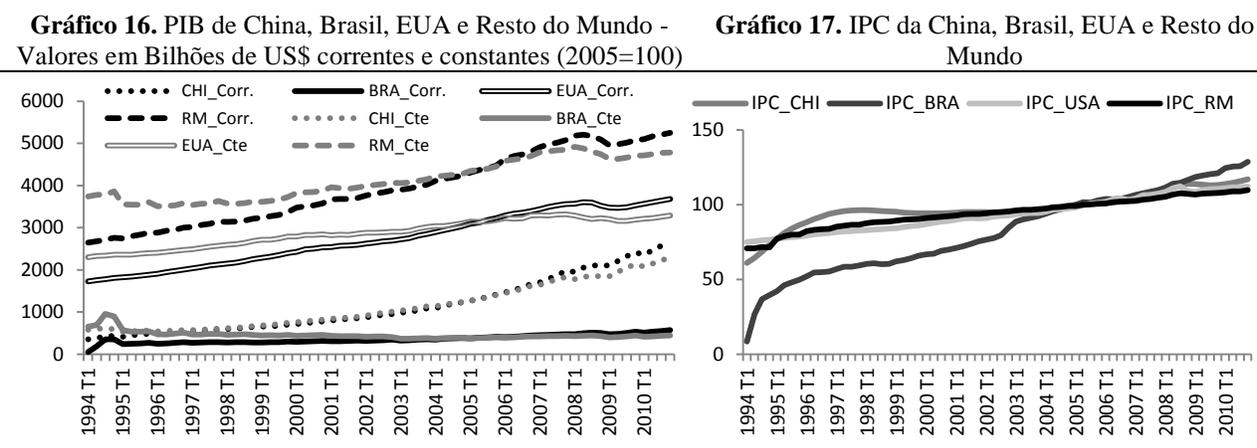
Y_t^* \Rightarrow representa o PIB das economias estrangeiras, valorado em US\$ de paridade de poder de compra (PPC). Como a China e os EUA são os principais alvos de medidas AD oriundas do Brasil (GRÁFICOS 5 e 6) enquanto China e Brasil são os principais alvos da Argentina (GRÁFICOS 3 e 4), optou-se por desagregar estes países do Resto do Mundo (RM). Assim, será possível verificar se a unidade reguladora do Brasil e da Argentina é influenciada por variações isoladas no PIB destes países.

No caso da China, o PIB anual corrente em US\$ de PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), disponibilizado pelo IPEADATA (2013), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral corrente, avaliado em milhões de Yuans, disponível no *National Bureau of Statistics of China* - NBSC (2013). Para evitar problemas de sazonalidade, a série trimestral do NBSC (2013) foi dessazonalizada através do método X12. A fim de obter o PIB a valores constantes, utilizou-se o IPC trimestral chinês do FMI/IFS, disponível no IPEADATA (2013).¹²⁵ Os resultados do PIB em US\$ correntes e constantes estão dispostos no Gráfico 16, enquanto o IPC, com 2005=100, está no Gráfico 17.

¹²⁴ Originalmente esta série apresentava periodicidade mensal e tinha o mês de agosto, de 1994, igual a 100. Logo, a série foi transformada em valores trimestrais usando-se o último elemento de cada série mensal. Além disso, para que os valores fossem compatíveis com os dos demais países adotou-se 2005 como ano base.

¹²⁵ A média (e não a soma) dos valores do IPC trimestral chinês batiam com o valor anual. Assim, o valor anual foi redistribuído conforme a distribuição dos valores trimestrais. Além disso, os valores originais estavam em variação percentual anual. Logo, foi necessário transformar estas variações em uma série de números-índice, com 2005 = 100.

Quanto aos EUA, optou-se por utilizar o PIB trimestral dessazonalizado, em milhões de US\$, oriundo do FMI/IFS, disponibilizado pelo IPEADATA (2013). Cabe destacar que, assim como ocorreu com o PIB argentino, a média (e não o somatório) do PIB trimestral dos EUA batia com o montante anual. Logo, foi preciso desagregar o PIB anual (em US\$) conforme a distribuição trimestral. Para trazer o PIB a valores de 2005 foi utilizado o IPC trimestral do FMI/IFS disponível no IPEADATA (2013). Para o Brasil foi necessário desagregar o PIB anual em US\$ PPC, do FMI/IFS, com base na distribuição trimestral do PIB corrente dessazonalizado, medido em R\$, apresentado no Gráfico 12. Os valores a preços constantes foram calculados com base no IPC do Gráfico 13. Os índices de preços para o Brasil e EUA e o PIB destes países, em US\$ correntes e constantes, estão nos Gráficos 17 e 16 respectivamente.



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Mundial e FMI/IFS (IPEADATA, 2013). Além destes, usou-se dados do NBSC (2013), para o PIB chinês, e do BCB, FGV (IPEADATA, 2013) para o PIB brasileiro.

A fim de obter uma *proxy* do PIB em US\$ do Resto do Mundo (excluindo China, EUA, Brasil e Argentina), utilizou-se o somatório do PIB de 11 países que, acredita-se, são representativos no que se refere à produção mundial.¹²⁶ Assim, o PIB anual corrente destes países, valorado em US\$ PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral destes 11 países, avaliado em moeda nacional corrente, disponibilizado pelo FMI/IFS. Tanto as séries anuais quanto as trimestrais estão no IPEADATA (2013).¹²⁷ O somatório resultante, denominado PIB do RM, está exposto no Gráfico 16. Quanto ao IPC do resto do mundo, utilizou-se o IPC

¹²⁶ São eles: 1) Alemanha; 2) Bélgica; 3) Canadá; 4) Coreia do Sul; 5) Espanha; 6) França; 7) Holanda; 8) Itália; 9) Japão; 10) México; 11) Reino Unido.

¹²⁷ O PIB trimestral de 9 destes países já se apresentava dessazonalizado. No caso da Bélgica e da Coreia do Sul, utilizou-se o método de ajuste sazonal X12.

trimestral do FMI/IFS de cada um dos países do Resto do Mundo (RM) para converter cada PIB corrente, individualmente, em valores constantes (2005=100). Assim, obteve-se o PIB do RM a preços constantes e foi possível deduzir o IPC através da relação $[(PIB^{CTE}/PIB^{Corr.}) * 100]$ (GRÁFICO 17).

$e_t \Rightarrow$ representa a taxa de câmbio real.¹²⁸ No entanto, testou-se também a possibilidade do câmbio nominal (E) influenciar a abertura de casos AD. No caso da Argentina, utilizou-se a taxa de câmbio (Peso Argentino/US\$) do FMI/IFS. Para o Brasil, foi utilizado o câmbio comercial (Reais/US\$) do BCB. Ambos obtidos no IPEADATA (2013). O câmbio real requer que se conheça o nível de preços internos (P) e externos (P^*). Assim, o IPC brasileiro e argentino (GRÁFICOS 13 e 15) foi utilizado no cálculo da inflação interna (P) acumulada no período analisado. O mesmo procedimento foi feito para o resto do mundo (incluindo China e EUA)¹²⁹ de modo a obter um série com a inflação externa acumulada (P^*). Os câmbios reais e nominais de Brasil e Argentina são apresentados nos Gráficos 18 e 19, respectivamente.

Gráfico 18. Taxa de Câmbio Real (e) e Nominal (E) do Brasil

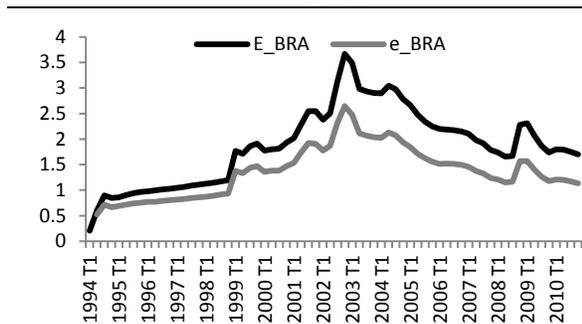
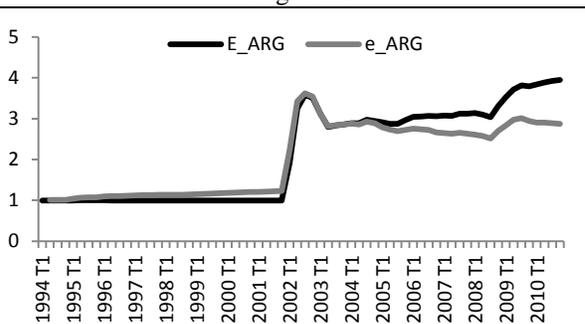


Gráfico 19. Taxa de Câmbio Real (e) e Nominal (E) da Argentina



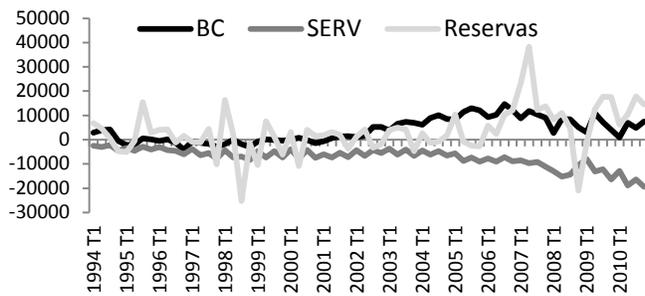
Fonte: Elaboração própria com base nas taxas de câmbio disponibilizadas pelo FMI/IFS e BCB (IPEADATA, 2013) e nas relações de preços internos e externos obtidas anteriormente.

$TC_t \Rightarrow$ é o saldo trimestral em transações correntes. Porém, optou-se por desagregar esta conta em: Balança Comercial e Balança de Serviços. Além disso, inclui-se a variação das reservas internacionais. No caso da Argentina, estes dados estão disponíveis no INDEC (2013). Para o Brasil, os mesmos são disponibilizados pelo BCB através do IPEADATA (2013). Tais contas são apresentadas nos Gráficos 20 e 21.

¹²⁸ Sendo $e = E(P^*/P)$. Onde E representa o câmbio nominal.

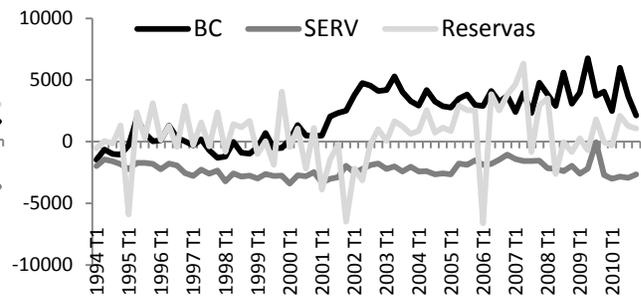
¹²⁹ O IPC utilizado neste ponto foi calculado de forma semelhante ao obtido no Gráfico 15. Porém os EUA e a China foram incluídos no cálculo.

Gráfico 20. Componentes do Balanço de Pagamentos: BRASIL (milhões de US\$)



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do BCB, IPEADATA (2013).

Gráfico 21. Componentes do Balanço de Pagamentos: ARGENTINA (milhões de US\$)



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados do DNCN, INDEC (2013).

3. 6. Resultados

Inicialmente, as variáveis expostas na Equação 1 foram utilizadas na estimação de 4 modelos que mensuram a influencia de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos *antidumping* na Argentina e no Brasil (TABELA2).¹³⁰ Como nenhuma das regressões apresentou *overdispersion*, é possível analisar os resultados obtidos via Poisson. Assim, considerando o R^2 e o R^2 ajustado das regressões é possível notar que, em todos os casos, a unidade reguladora da Argentina parece ser mais influenciada por fatores macroeconômicos que a brasileira. Em outras palavras, a Argentina estaria se desviando mais daquilo que seria a utilização correta deste instrumento de proteção. O modelo que apresentou o melhor ajuste para o caso argentino foi aquele que considerou variáveis em nível e valores reais (R^2 e R^2 ajustado de, respectivamente, 0.75 e 0.51). Já no caso brasileiro, isto ocorreu no modelo que utilizou variáveis em diferença e valores constantes (reais), onde o R^2 e R^2 ajustado foram 0.62 e 0.25.

Ainda sobre o caso brasileiro, nota-se que o modelo com variáveis nominais em nível apresentou um poder explicativo muito baixo (R^2 ajustado próximo de zero). Este resultado é semelhante ao obtido por Vasconcelos e Firme (2011) e implicaria dizer que a unidade reguladora brasileira é pouco afetada por fatores macroeconômicos.¹³¹ Ou seja, não haveria indícios de que o Brasil estaria utilizando o instrumento *antidumping* de modo incorreto.¹³²

¹³⁰ Tais modelos consideraram variáveis: 1) em nível e valores nominais; 2) em nível e valores constantes; 3) em diferença e valores nominais; 4) em diferença e valores constantes.

¹³¹ Os resultados não são exatamente iguais devido ao período analisado (1995-2010 do presente artigo contra 1991-2007), à defasagem considerada (1 ano no presente trabalho contra 9 meses no artigo mencionado) e à inclusão do termo auto-regressivo que não havia em Vasconcelos e Firme (2011).

¹³² A análise dos coeficientes das variáveis mais relevantes para explicar a abertura de casos AD no Brasil e na Argentina é realizada na Tabela 6.

Tabela 2. Influência de fatores Macroeconômicos sobre os processos *Antidumping* iniciados na Argentina e no Brasil entre 1995 e 2010: MODELO AGREGADO

Método de Estimação: Poisson
Número de Observações: 64

ARGENTINA					BRASIL				
Descrição	Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença		Descrição	Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença	
	Nominais	Reais	Nominais	Reais		Nominais	Reais	Nominais	Reais
C	0.16	2.10	0.85***	1.04***	C	-6.67*	-4.36**	2.64***	2.37***
<i>NI</i>	-	-	-	-	<i>NI</i>	-	-	-	-
<i>NI</i> (-1)	0.01	0.01	0.06***	0.06***	<i>NI</i> (-1)	-0.07***	-0.07***	-0.03	-0.04
<i>NI</i> (-2)	0.03*	0.05***	0.03*	0.02	<i>NI</i> (-2)	-0.11***	-0.12***	-0.16***	-0.14***
<i>NI</i> (-3)	-0.01	0.02	0.03*	0.04***	<i>NI</i> (-3)	-0.05*	-0.08***	-0.04	-0.04
<i>NI</i> (-4)	-0.03*	-0.01	-0.02	-0.01	<i>NI</i> (-4)	-0.02	0.02	0.04	0.05*
<i>Y</i>	0.06**	0.08**	0.10**	0.11***	<i>Y</i>	0.01	0.00	0.06	0.05
<i>Y</i> (-1)	-0.16***	-0.13***	-0.15***	-0.17***	<i>Y</i> (-1)	-0.02	-0.01	0.04	0.06
<i>Y</i> (-2)	0.04	0.02	-0.13**	-0.07	<i>Y</i> (-2)	0.02	0.03*	0.20***	0.19***
<i>Y</i> (-3)	0.16**	0.06	0.08	0.07	<i>Y</i> (-3)	-0.02*	-0.04***	0.01	0.03
<i>Y</i> (-4)	-0.10***	-0.05	0.02	-0.01	<i>Y</i> (-4)	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
<i>Y^{RM}</i>	-0.00**	-0.01***	-0.31**	-0.25**	<i>Y^{RM}</i>	0.00	0.00	-0.28**	-0.12
<i>Y^{RM}</i> (-1)	0.01**	0.01***	0.20*	0.08	<i>Y^{RM}</i> (-1)	0.00	-0.00	0.19	0.04
<i>Y^{RM}</i> (-2)	0.00	0.00	0.23**	0.12	<i>Y^{RM}</i> (-2)	-0.00	-0.01***	-0.26**	-0.49***
<i>Y^{RM}</i> (-3)	-0.01**	-0.00	-0.12	0.01	<i>Y^{RM}</i> (-3)	-0.00	0.00	-0.40***	-0.14
<i>Y^{RM}</i> (-4)	0.00	-0.00	0.12	0.08	<i>Y^{RM}</i> (-4)	0.00	0.00	0.41***	0.33***
<i>TC</i>	0.01	0.02	0.01	0.01	<i>TC</i>	0.00	0.01	0.06	0.13**
<i>TC</i> (-1)	0.03***	0.03***	-0.02	-0.00	<i>TC</i> (-1)	0.01	-0.00	0.06	0.01
<i>TC</i> (-2)	0.01	0.01	0.11***	0.11***	<i>TC</i> (-2)	-0.01*	-0.01***	-0.00	-0.05
<i>TC</i> (-3)	-0.02**	-0.04***	-0.05	-0.08*	<i>TC</i> (-3)	-0.01**	-0.01*	-0.11**	-0.14***
<i>TC</i> (-4)	-0.01	-0.02*	0.03	0.05	<i>TC</i> (-4)	-0.01	0.00	-0.08	-0.07
<i>E</i>	-3.32**	-1.03	-0.06**	-0.05**	<i>E</i>	-0.23	-1.54	-0.03**	-0.02**
<i>E</i> (-1)	3.59**	1.88	0.01	0.01	<i>E</i> (-1)	-0.60	-0.46	0.02	0.00
<i>E</i> (-2)	-1.05	-0.37	0.03	0.03	<i>E</i> (-2)	1.39	3.51**	0.03**	0.03***
<i>E</i> (-3)	-0.30	-1.35	-0.00	-0.01	<i>E</i> (-3)	-2.91***	-5.52***	-0.05***	-0.04***
<i>E</i> (-4)	-0.14	0.75	-0.04**	-0.04**	<i>E</i> (-4)	1.19*	2.86***	0.00	0.00
<i>P</i>	0.17	-0.04	0.11	0.11	<i>P</i>	-0.05	0.06	-0.11	-0.03
<i>P</i> (-1)	-0.11	-0.03	-0.05	-0.21*	<i>P</i> (-1)	0.19	-0.05	-0.04	-0.04
<i>P</i> (-2)	-0.18	-0.03	0.06	-0.00	<i>P</i> (-2)	-0.06	0.11	-0.24**	-0.16*
<i>P</i> (-3)	-0.10	0.03	-0.11	-0.01	<i>P</i> (-3)	0.33*	0.07	0.11	0.06
<i>P</i> (-4)	0.29**	0.14	0.14*	0.10	<i>P</i> (-4)	-0.24**	-0.16	-0.19***	-0.06

Testes de Qualidade das Estimações									
R ²	0.69	0.75	0.63	0.64	R ²	0.50	0.59	0.55	0.62
R ² Ajustado	0.39	0.51	0.28	0.30	R ² Ajustado	0.02	0.20	0.12	0.25
AIC	5.19	5.01	5.25	5.28	AIC	6.06	5.90	5.97	5.86
SC	6.24	6.06	6.30	6.32	SC	7.11	6.95	7.02	6.90
<i>Overdispersion</i> (<i>P</i> -Valor)	Não (0.73)	Não (0.14)	Não (0.73)	Não (0.59)	<i>Overdispersion</i> (<i>P</i> -Valor)	Não (0.11)	Não (0.16)	Não (0.11)	Não (0.13)

Legenda: *NI* = número de investigações *antidumping*; *Y* = renda interna; *Y^{RM}* = renda externa; *TC* = transações correntes; *E* = taxa de câmbio; *P* = nível de preços interno. **Notas: a)** As estimações denominadas "nominais" consideraram o PIB nacional (*Y*) e externo (*Y^{RM}*) em valores correntes e a taxa de câmbio em valores nominais. Já o grupo das variáveis "reais" considerou o *Y* e *Y^{RM}* em valores constantes e a taxa de câmbio real (vide seção 3.5.4). **b)** Para melhor visualização, os coeficientes das variáveis associadas ao Balanço de Pagamentos (BP) foram multiplicados por 100. **c)** Para verificar a existência de *Overdispersion* foi utilizado o teste proposto por Wooldridge (1996).

Fonte: Elaboração própria com base no *Software Eviews 5*.

Conforme mencionado anteriormente, as variáveis da Equação 1 foram desagregadas em 28 variáveis (14 em nível e 14 em diferença) que, segundo a literatura, poderiam afetar a abertura de processos *antidumping*. Como o modelo ainda inclui um termo auto-regressivo (NI_{t-n}) e

todas as variáveis foram defasadas em 4 trimestres $\{n=1,2,3,4\}$, seria necessário estimar 145 parâmetros para cada país analisado caso estas variáveis fossem consideradas ao mesmo tempo. Desta forma, as variáveis foram subdivididas em 4 modelos semelhantes aos apresentados na Tabela 2. Feito isto, verificou-se a influência de cada uma delas sobre o número de casos *antidumping* (NI) de acordo com o procedimento proposto por Sala-i Martin (1997).

Este teste consiste em regredir a variável dependente NI contra uma variável explicativa "z" qualquer e a combinação, tomada 3 a 3, de todas as variáveis explicativas restantes. Assim, diversas estimações foram realizadas para cada variável até que todas as combinações 3 a 3 fossem realizadas. No total, quase 1.7 milhões de estimações foram realizadas (847.504 para cada país).

Os resultados da Tabela 3 revelam que, no caso da Argentina, das 49 variáveis nominais em nível testadas, apenas 17 (34.7%) se mostraram significativas. No caso das variáveis reais em nível este valor aumentou pouco (18 foram consideradas robustas segundo o teste, ou seja, 36.7% do total). Em se tratando de Brasil, estes valores foram ainda menores (12 e 15 variáveis, respectivamente). Quando se considerou as variáveis em diferença verificou-se que uma quantidade maior de variáveis foi considerada significativa. Na Argentina, 31 variáveis foram aceitas no modelo nominal e 35 no modelo que considerou variáveis reais (em termos percentuais, 63.3% e 71.4%). No caso brasileiro estes valores foram, respectivamente, 31 e 34. Esta predominância das variáveis em diferença talvez justifique a preferência de Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004) por tais variáveis.

Analisando as variáveis em nível excluídas pelo teste de Sala-i-Martin (1997), nota-se que praticamente nenhuma variável referente à renda externa (Y^*) ou ao nível de preços (P) foi significativa tanto na Argentina quanto no Brasil.¹³³ Além disso, o câmbio (nominal e real) também foi descartado no caso brasileiro.¹³⁴ Quando se considera as variáveis em diferença, percebe-se que um fato curioso ocorre na Argentina. Apesar de boa parte das medidas *antidumping* deste país ter o mercado brasileiro como alvo (ver Gráficos 3 e 4), parece que variações no PIB brasileiro (Y^{BR}) não afetam a abertura de casos AD na Argentina (TABELA 3).

¹³³ A exceção foi o PIB do resto do mundo defasado em 2 períodos [$Y^{RM}(-2)$]. Que foi aceito a 10% de significância no caso da Argentina.

¹³⁴ Vale à pena ressaltar que o câmbio nominal argentino foi mantido artificialmente fixo até o final de 2001. Logo, a significância desta variável (em algumas defasagens) deve ser tratada com cautela.

Tabela 3. Resultados do Teste de Robustez de Sala-i Martin (1997)

Método de Estimação Utilizado nos Testes: Poisson
Número de Observações: 60

Descrição	ARGENTINA				Descrição	BRASIL			
	Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença			Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença	
	Nominais	Reais	Nominais	Reais		Nominais	Reais	Nominais	Reais
<i>NI</i>	-	-	-	-	<i>NI</i>	-	-	-	-
<i>NI</i> (-1)	4.20***	3.88***	4.98***	4.30***	<i>NI</i> (-1)	-3.19***	-3.05***	-1.05	-1.17
<i>NI</i> (-2)	2.33**	2.30**	3.63***	4.01***	<i>NI</i> (-2)	-12.47***	-12.97***	-9.00***	-9.43***
<i>NI</i> (-3)	4.29***	4.54***	6.70***	7.21***	<i>NI</i> (-3)	2.67***	2.67***	2.12**	2.27**
<i>NI</i> (-4)	3.29***	3.62***	5.62***	4.99***	<i>NI</i> (-4)	1.52*	1.54*	2.61***	2.50***
<i>Y</i>	-0.26	0.24	0.96	1.36*	<i>Y</i>	1.13	1.34*	-0.46	2.02**
<i>Y</i> (-1)	-0.42	-0.29	-3.72***	-4.48***	<i>Y</i> (-1)	0.54	0.60	-1.36*	0.52
<i>Y</i> (-2)	0.14	0.39	-5.27***	-2.80***	<i>Y</i> (-2)	0.81	0.71	3.04**	2.70***
<i>Y</i> (-3)	0.63	0.84	-0.44	1.85**	<i>Y</i> (-3)	0.31	0.27	-0.74	-0.05
<i>Y</i> (-4)	0.54	0.23	-0.46	1.87**	<i>Y</i> (-4)	0.49	0.83	-1.46*	0.51
<i>Y^{RM}</i>	-0.07	0.06	-7.44***	-8.35***	<i>Y^{RM}</i>	0.43	0.10	-0.96	0.26
<i>Y^{RM}</i> (-1)	0.70	0.99	-0.38	-1.27	<i>Y^{RM}</i> (-1)	0.15	-0.58	-0.93	-1.04
<i>Y^{RM}</i> (-2)	1.12	1.57*	3.49***	2.59***	<i>Y^{RM}</i> (-2)	0.01	-0.62	-1.02	-3.35***
<i>Y^{RM}</i> (-3)	0.54	0.98	4.56***	4.91***	<i>Y^{RM}</i> (-3)	-0.31	0.17	0.03	2.12**
<i>Y^{RM}</i> (-4)	0.26	0.43	-3.32***	-2.07**	<i>Y^{RM}</i> (-4)	-0.74	-0.82	-0.69	2.19**
<i>Y^{CH}</i>	-0.29	-0.31	-6.48***	-7.23***	<i>Y^{CH}</i>	1.03	0.96	4.63***	3.12***
<i>Y^{CH}</i> (-1)	0.81	0.48	-1.20	-1.90**	<i>Y^{CH}</i> (-1)	0.30	0.34	7.26***	6.89***
<i>Y^{CH}</i> (-2)	0.85	0.68	4.01***	3.24***	<i>Y^{CH}</i> (-2)	-0.60	-0.55	-7.71***	-8.00***
<i>Y^{CH}</i> (-3)	-0.18	-0.05	0.48	-1.26	<i>Y^{CH}</i> (-3)	0.00	0.29	-4.84***	-3.59***
<i>Y^{CH}</i> (-4)	0.10	0.50	-2.38***	-2.17**	<i>Y^{CH}</i> (-4)	0.82	1.12	7.40***	10.93***
<i>Y^{BR}</i>	0.08	0.12	0.70	-0.32	<i>Y^{USA}</i>	0.40	0.40	-1.74**	2.90***
<i>Y^{BR}</i> (-1)	0.40	0.56	-0.83	0.09	<i>Y^{USA}</i> (-1)	0.24	-0.37	1.30*	-1.61*
<i>Y^{BR}</i> (-2)	0.47	0.52	-0.67	0.29	<i>Y^{USA}</i> (-2)	-0.37	-0.51	-0.83	-5.45***
<i>Y^{BR}</i> (-3)	0.33	0.43	-0.10	-0.84	<i>Y^{USA}</i> (-3)	-0.67	0.07	-1.44**	1.94**
<i>Y^{BR}</i> (-4)	0.82	0.51	-0.34	-0.05	<i>Y^{USA}</i> (-4)	-1.10	-0.87	-2.55***	4.85***
<i>BP^{BC}</i>	-1.14	-0.83	-13.40***	-12.82***	<i>BP^{BC}</i>	0.48	0.51	5.45***	5.14***
<i>BP^{BC}</i> (-1)	0.25	0.54	1.14	1.19	<i>BP^{BC}</i> (-1)	1.23	1.32*	-4.92***	-4.62***
<i>BP^{BC}</i> (-2)	-0.04	0.20	2.07**	2.32**	<i>BP^{BC}</i> (-2)	-1.49*	-1.54*	7.37***	6.51***
<i>BP^{BC}</i> (-3)	-2.84***	-2.54***	4.47***	5.87***	<i>BP^{BC}</i> (-3)	-3.31***	-3.33***	2.08**	2.27**
<i>BP^{BC}</i> (-4)	-1.70**	-1.45*	3.24***	3.41***	<i>BP^{BC}</i> (-4)	-0.06	-0.03	-4.04***	-4.34***
<i>BP^{SER}</i>	1.00	1.00	0.10	0.18	<i>BP^{SER}</i>	-4.18***	-4.41***	-0.76	-0.76
<i>BP^{SER}</i> (-1)	-1.41*	-1.41*	1.43*	1.78**	<i>BP^{SER}</i> (-1)	-4.09***	-4.13***	1.34*	1.32*
<i>BP^{SER}</i> (-2)	0.30	0.15	-2.47***	-2.45***	<i>BP^{SER}</i> (-2)	-1.10	-1.16	0.31	0.31
<i>BP^{SER}</i> (-3)	-2.83***	-2.94***	-7.01***	-7.15***	<i>BP^{SER}</i> (-3)	-0.10	-0.10	-1.14	-1.14
<i>BP^{SER}</i> (-4)	-2.48***	-2.47***	4.01***	3.77***	<i>BP^{SER}</i> (-4)	-1.96**	-2.11**	0.01	-0.04
<i>BP^{RES}</i>	-2.75***	-3.35***	-0.30	-0.39	<i>BP^{RES}</i>	2.18**	2.28**	2.36***	2.27**
<i>BP^{RES}</i> (-1)	-0.10	-0.34	-1.57*	-1.74**	<i>BP^{RES}</i> (-1)	0.76	0.89	0.39	0.25
<i>BP^{RES}</i> (-2)	-2.42***	-2.73***	-0.52	-0.69	<i>BP^{RES}</i> (-2)	1.54	1.69**	7.67***	7.50***
<i>BP^{RES}</i> (-3)	2.85***	2.54***	1.41*	1.30*	<i>BP^{RES}</i> (-3)	2.30**	2.37***	3.91***	3.31***
<i>BP^{RES}</i> (-4)	4.91***	4.74***	-12.65***	-13.44***	<i>BP^{RES}</i> (-4)	-2.34***	-2.21**	-5.07***	-5.34***
<i>E</i>	-1.42*	-1.29*	-0.54	-0.46	<i>E</i>	-0.71	-0.78	-1.36*	-1.35*
<i>E</i> (-1)	-1.87**	-1.56*	1.17	1.23	<i>E</i> (-1)	-1.03	-1.12	-3.97***	-4.63***
<i>E</i> (-2)	-3.08***	-3.02***	-2.19**	-1.89**	<i>E</i> (-2)	-0.16	-0.24	1.03	1.21
<i>E</i> (-3)	-1.43*	-1.57*	-3.64***	-3.42***	<i>E</i> (-3)	-0.68	-0.89	-4.36***	-4.89***
<i>E</i> (-4)	-0.70	-0.71	-5.41***	-5.04***	<i>E</i> (-4)	0.01	0.01	-0.71	-0.81
<i>P</i>	-0.89	-0.80	-0.19	-0.23	<i>P</i>	-0.60	-0.54	-5.76***	-5.80***
<i>P</i> (-1)	-0.93	-0.87	-1.30*	-1.98**	<i>P</i> (-1)	0.02	0.05	-2.11**	-2.15**
<i>P</i> (-2)	-0.49	-0.47	-3.34***	-4.22***	<i>P</i> (-2)	0.49	0.52	0.44	0.45
<i>P</i> (-3)	-0.49	-0.47	-3.34***	-4.22***	<i>P</i> (-3)	0.49	0.52	0.44	0.45
<i>P</i> (-4)	0.45	0.38	-2.69**	-2.94**	<i>P</i> (-4)	-0.33	-0.30	-5.38***	-3.99***

Notas: a) *P*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01. b) Foram consideradas 49 variáveis (incluindo as defasadas) para cada país. Logo, o número de regressões necessárias para testar cada variável foi: $\{48! / [(48 - 3)! 3!]\} = 17.296$, resultando num total de 1.695.008 regressões (847.504 estimações para cada país).

Fonte: Elaboração própria com base no *Software Matlab*.

Embora o teste de Sala-i-Martin (1997) seja útil na seleção das variáveis, suas regressões apresentam o inconveniente fato de contarem com poucos regressores. O fato é que cada estimação do teste inclui apenas a constante, a variável testada (z) e outras 3 variáveis combinadas 3 a 3. Logo, uma análise mais robusta, onde todas as variáveis relevantes são incluídas simultaneamente, se faz necessária. No intuito de sanar esta questão, as variáveis consideradas significativas, a pelo menos 10% de significância, apresentadas na Tabela 3, foram incluídas em 4 modelos (mesmo padrão da Tabela 2) de Contagem do tipo Poisson que, conforme mencionado, é ideal para os casos em que a variável de interesse (NI) é composta por poucos números inteiros não negativos. Os resultados são apresentados na Tabela 4.

Diferentemente da Tabela 2, a Tabela 4 apresenta o resultado das estimações com variáveis desagregadas. Em especial, a renda externa (Y^{RM}) foi subdividida em renda do resto do mundo, renda da China e renda do Brasil (respectivamente, Y^{RM} , Y^{CH} e Y^{BR}) no caso da Argentina e renda do resto do mundo, da China e dos EUA (respectivamente, Y^{RM} , Y^{CH} e Y^{USA}), no caso do Brasil. Além disso, as contas do Balanço de Pagamentos dos dois países foram desagregadas em termos de balança comercial, balança de serviços e saldo em reservas (BP^{BC} , BP^{SER} , BP^{RES}). Por fim, vale lembrar que foram consideradas variáveis em nível e diferença e que as variáveis relacionadas à renda interna, externa e ao câmbio foram avaliadas em termos nominais e constantes.

As variáveis excluídas da análise, após a realização do teste de Sala-i-Martin (1997), estão assinaladas pelo termo " \diamond ". Primeiramente, é importante ressaltar que todas as estimações em nível, seja para o Brasil ou para a Argentina, apresentaram problema de *Overdispersion*. Nestes casos, deve-se analisar os resultados dos modelos estimados via especificação Binomial Negativa (B.N.). As estimações via B.N. diminuiram consideravelmente o grau de explicação dos modelos que utilizaram variáveis em nível. No caso da Argentina, o poder de explicação destas variáveis chegou próximo a zero (em contraposição ao resultado obtido na Tabela 2). O fato é que, ao desagregar as variáveis, notou-se uma inversão em relação aos resultados apresentados na Tabela 2. No caso da Tabela 4, parece que é o Brasil (e não a Argentina) o país que mais se deixa influenciar por variáveis macroeconômicas. Em quase todos os modelos, o R^2 e o R^2 ajustados se mostrou superior neste país quando comparado ao resultado argentino.¹³⁵

¹³⁵ Apenas no modelo Binomial Negativo com variáveis reais em nível isto não ocorre. Todavia, ambos ficam muito próximos. No caso do Brasil, o R^2 ajustado foi 0.02, enquanto na Argentina foi 0.03.

Tabela 4. Influência de fatores Macroeconômicos sobre os processos *Antidumping* iniciados na Argentina e no Brasil entre 1995 e 2010: MODELO DESAGREGADO

Obs.: 64	ARGENTINA						BRASIL					
	Variáveis em Nível				Variáveis em Diferença		Variáveis em Nível				Variáveis em Diferença	
	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	B. N.	Reais	Nom.	Reais
Valores ⇒	Poisson	Poisson	B. N.	B. N.	Poisson	Poisson	Poisson	Poisson	B. N.	B. N.	Poisson	Poisson
Método ⇒	Poisson	Poisson	B. N.	B. N.	Poisson	Poisson	Poisson	Poisson	B. N.	B. N.	Poisson	Poisson
<i>Constante</i>	-1.16 [*]	-3.38 ^{***}	-1.22	-3.17 ^{**}	1.01 ^{***}	0.78 ^{**}	1.28 ^{***}	3.53 ^{***}	1.36 ^{***}	3.15 ^{**}	2.31 ^{***}	1.56 ^{***}
<i>NI (-1)</i>	0.04 ^{***}	0.02	0.04 ^{**}	0.03	0.03 ^{**}	-0.01	-0.08 ^{***}	-0.07 ^{***}	-0.10 ^{***}	-0.09 ^{***}	∅	∅
<i>NI (-2)</i>	0.03 ^{**}	0.01	0.04 [*]	0.02	0.04 ^{**}	0.05 ^{***}	-0.10 ^{***}	-0.06 ^{***}	-0.11 ^{***}	-0.08 ^{**}	-0.02	-0.08 ^{**}
<i>NI (-3)</i>	0.02 [*]	0.01	0.02	0.01	0.04 ^{***}	0.07 ^{***}	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.04
<i>NI (-4)</i>	0.03 ^{**}	0.01	0.03	0.01	0.03 ^{**}	0.04 ^{**}	-0.02	-0.03	-0.02	-0.03	0.02	0.02
<i>Y</i>	∅	∅	∅	∅	∅	0.10 ^{**}	∅	-0.01 ^{***}	∅	-0.01	∅	0.15 ^{**}
<i>Y (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	0.13 ^{**}	0.11	∅	∅	∅	∅	-0.15 ^{**}	∅
<i>Y (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.08	-0.17 ^{***}	∅	∅	∅	∅	-0.03	0.17 ^{**}
<i>Y (-3)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	-0.08	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>Y (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	0.09 [*]	∅	∅	∅	∅	0.06 [*]	∅
<i>Y^{RM}</i>	∅	∅	∅	∅	-0.17 [*]	-0.14	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>Y^{RM} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>Y^{RM} (-2)</i>	∅	0.00 ^{***}	∅	0.00 ^{**}	0.05	0.04	∅	∅	∅	∅	∅	-0.19
<i>Y^{RM} (-3)</i>	∅	∅	∅	∅	0.03	0.02	∅	∅	∅	∅	∅	0.25 ^{**}
<i>Y^{RM} (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.18 [*]	-0.06	∅	∅	∅	∅	∅	-0.13
<i>Y^{CH}</i>	∅	∅	∅	∅	-0.12 [*]	0.13 ^{**}	∅	∅	∅	∅	-0.03	0.04
<i>Y^{CH} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	-0.08	∅	∅	∅	∅	0.13 [*]	0.12 ^{**}
<i>Y^{CH} (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	0.01	0.04	∅	∅	∅	∅	-0.19 ^{***}	-0.15 ^{***}
<i>Y^{CH} (-3)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.12 ^{**}	-0.12 ^{**}
<i>Y^{CH} (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	0.02	0.04	∅	∅	∅	∅	0.13	0.09
<i>Y^{BR/USA}</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.09	0.05
<i>Y^{BR/USA} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.11	-0.18
<i>Y^{BR/USA} (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.14
<i>Y^{BR/USA} (-3)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.02	-0.21
<i>Y^{BR/USA} (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.32 ^{**}	-0.06
<i>B^{PBC}</i>	∅	∅	∅	∅	-0.00	0.00	∅	∅	∅	∅	0.01	0.01
<i>B^{PBC} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.01 ^{***}	∅	0.02 ^{***}	-0.01 ^{***}	-0.02 ^{***}
<i>B^{PBC} (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	0.02 ^{**}	0.03 ^{***}	0.01 ^{***}	0.00	0.01 [*]	0.00	0.03 ^{***}	0.03 ^{**}
<i>B^{PBC} (-3)</i>	-0.01 [*]	-0.01	-0.01	-0.00	0.02 ^{**}	0.01 [*]	-0.01 ^{***}	-0.01 ^{***}	-0.01 ^{**}	-0.01 ^{**}	-0.02 ^{**}	-0.01
<i>B^{PBC} (-4)</i>	0.00	0.01	0.00	0.01	0.02 ^{***}	0.03 ^{***}	∅	∅	∅	∅	-0.01 ^{**}	-0.01 ^{***}
<i>B^{SER}</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.00	-0.01 ^{**}	-0.00	-0.01	∅	∅
<i>B^{SER} (-1)</i>	-0.01	0.00	-0.01	0.01	-0.04 ^{**}	-0.02	-0.01 ^{***}	-0.01 ^{***}	-0.01 ^{**}	-0.01 ^{**}	-0.29	-0.12
<i>B^{SER} (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.95 [*]	-0.47	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{SER} (-3)</i>	-0.03 ^{**}	-0.04 ^{**}	-0.03	-0.04 [*]	-0.14	-0.12	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{SER} (-4)</i>	-0.02	-0.03 [*]	-0.03	-0.04 [*]	0.01	0.01	-0.00	-0.01	-0.00	-0.00	∅	∅
<i>B^{RES}</i>	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	∅	∅	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.02
<i>B^{RES} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.01	-0.00	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{RES} (-2)</i>	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	∅	∅	∅	-0.00	∅	-0.00	0.02	0.02
<i>B^{RES} (-3)</i>	0.01 ^{***}	0.01 ^{***}	0.01 ^{***}	0.01 ^{**}	-0.00	-0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.02
<i>B^{RES} (-4)</i>	0.01 ^{**}	0.01	0.01 ^{**}	0.01	-0.04 ^{***}	-0.04 ^{***}	0.00	0.00	-0.00	0.00	-0.02	0.02
<i>E</i>	-0.83	-1.82 ^{**}	-1.06	-2.01 ^{**}	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.01	-0.01
<i>E (-1)</i>	2.96 ^{**}	4.02 ^{***}	3.27 ^{**}	4.22 ^{**}	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.05 ^{**}	-0.00
<i>E (-2)</i>	-3.53 ^{***}	-4.32 ^{***}	-3.68 ^{**}	-4.32 ^{**}	-0.05 ^{***}	-0.03	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>E (-3)</i>	1.74 ^{**}	1.47 [*]	1.74 [*]	1.40	0.03	0.02	∅	∅	∅	∅	-0.04 ^{***}	-0.03 ^{***}
<i>E (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.05 ^{**}	-0.06 ^{**}	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>P</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	∅	0.16 [*]	0.11
<i>P (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	0.04	0.10	∅	∅	∅	∅	0.06	-0.01
<i>P (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	0.04	-0.06	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>P (-3)</i>	∅	∅	∅	∅	0.01	0.13	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>P (-4)</i>	∅	∅	∅	∅	0.04	-0.00	∅	∅	∅	∅	-0.09	-0.04
<i>R²</i>	0.36	0.42	0.26	0.34	0.69	0.75	0.40	0.46	0.31	0.28	0.72	0.75
<i>R² Ajustado</i>	0.10	0.16	0.00	0.03	0.34	0.38	0.24	0.28	0.12	0.02	0.42	0.42
<i>AIC</i>	5.64	5.54	5.43	5.40	5.13	5.12	5.84	5.67	5.32	5.29	5.38	5.43
<i>SC</i>	6.27	6.20	6.09	6.09	6.24	6.38	6.29	6.22	5.80	5.88	6.50	6.65
<i>Overdispersion (P-valor)</i>	Sim (0.00)	Sim (0.03)	n/a	n/a	Não (0.80)	Não (0.15)	Sim (0.01)	Sim (0.02)	n/a	n/a	Não (0.62)	Não (0.80)

Notas: a) *P*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; b) ∅ variável não incluída no modelo (vide Tabela 3); c) B.N. → Binomial Negativa; n/a → não se aplica; d) O teste para *Overdispersion* foi baseado em Wooldridge (1996).

Fonte: Elaboração própria com base no *Software Eviews 5*.

Portanto, os testes de qualidade dos modelos indicam que o modelo com variáveis agregadas (TABELA 2) poderia estar minimizando o efeito de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos AD no Brasil e supervalorizando o impacto na Argentina. Antes de analisar os coeficientes obtidos na Tabela 4, é importante notar que a inclusão de diversas variáveis em cada modelo fez com que algumas das variáveis consideradas relevantes, segundo o teste de Sala-i-Martin (1997), deixassem de sê-lo. Logo, tais variáveis foram excluídas conforme o critério de Schwarz.¹³⁶ Como os testes de qualidade de ambos os países, indicam que os modelos que consideraram variáveis em diferença são superiores àqueles que utilizaram variáveis em nível, optou-se por considerar apenas estes modelos. O mesmo procedimento foi realizado para os modelos agregados apresentados na Tabela 2. Neste caso, também foram selecionados aqueles que apresentaram maior poder de explicação. No caso da Argentina, utilizou-se o modelo com variáveis reais em nível. Para o Brasil, foi empregado o modelo com variáveis reais em diferença. Desta forma, os "melhores" modelos agregados e desagregados puderam ser comparados conforme os resultados apresentados na Tabela 5.

As melhores especificações utilizando variáveis agregadas (ou seja, baseados na equação 1) sugerem que Argentina e Brasil são influenciados por variáveis macroeconômicas (TABELA 5). Contudo, isto tenderia a ser mais intenso na Argentina, visto que o R^2 ajustado deste país foi 0.59, contra 0.45 do modelo brasileiro. Quanto aos modelos desagregados, notou-se uma inversão, o melhor modelo aplicado à economia brasileira foi aquele que utilizou variáveis nominais em diferença e apresentou um R^2 ajustado de 0.60. Já na Argentina, o melhor modelo foi o que utilizou variáveis reais em diferença. Neste caso, o R^2 ajustado foi de 0.54. Logo, estes modelos indicariam que a autoridade brasileira está mais sujeita a fatores macroeconômicos que a Argentina. Na realidade, o valor obtido pelo Brasil no modelo desagregado (0.60) é superior até ao obtido pela Argentina no modelo agregado (0.59). Logo, é possível que a agregação das variáveis estivesse atenuando a influência destes fatores no caso do Brasil. Na Tabela 6, os resultados da Tabela 5 são compilados de modo a facilitar o entendimento quanto ao impacto de cada variável (contemporânea ou defasada) sobre a abertura de casos *antidumping* no Brasil e na Argentina.

¹³⁶ As variáveis não significativas foram excluídas até que uma nova exclusão piorasse o critério de Schwarz.

Tabela 5. Melhores Modelos Estimados com base nos Critérios AIC e SC

Valores ⇒	Modelo Agregado		Valores ⇒	Modelo Desagregado			
	ARGENTINA	BRASIL		ARGENTINA		BRASIL	
	Variáveis em Nível Reais	Variáveis em Diferença Reais		Variáveis em Diferença		Variáveis em Diferença	
	Reais	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	
<i>Constante</i>	1.94	2.28***	<i>Constante</i>	1.12***	0.74**	1.80***	1.32***
<i>NI (-1)</i>	●	●	<i>NI (-1)</i>	0.02**	●	◇	◇
<i>NI (-2)</i>	0.06***	-0.14***	<i>NI (-2)</i>	0.04***	0.05***	●	-0.06**
<i>NI (-3)</i>	0.02*	-0.03	<i>NI (-3)</i>	0.04***	0.06***	●	-0.03
<i>NI (-4)</i>	●	0.04**	<i>NI (-4)</i>	0.03	0.04**	●	●
<i>Y</i>	0.09***	●	<i>Y</i>	◇	0.12***	◇	0.14***
<i>Y (-1)</i>	-0.14***	0.04	<i>Y (-1)</i>	0.15***	0.10*	-0.15***	◇
<i>Y (-2)</i>	●	0.15***	<i>Y (-2)</i>	-0.08**	-0.17***	●	0.14***
<i>Y (-3)</i>	0.08**	●	<i>Y (-3)</i>	◇	-0.08*	◇	◇
<i>Y (-4)</i>	-0.05*	●	<i>Y (-4)</i>	◇	0.08*	0.05**	◇
<i>γ^{RM}</i>	-0.01***	●	<i>γ^{RM}</i>	-0.20***	-0.19*	◇	◇
			<i>γ^{CH}</i>	-0.11**	-0.12**	●	●
			<i>γ^{BR/USA}</i>	◇	◇	●	●
<i>γ^{RM} (-1)</i>	0.01***	●	<i>γ^{RM} (-1)</i>	◇	◇	◇	◇
			<i>γ^{CH} (-1)</i>	◇	-0.06	0.16***	0.12**
			<i>γ^{BR/USA} (-1)</i>	◇	◇	●	●
<i>γ^{RM} (-2)</i>	●	-0.58***	<i>γ^{RM} (-2)</i>	0.11	●	◇	-0.22**
			<i>γ^{CH} (-2)</i>	●	0.06	-0.14***	-0.10***
			<i>γ^{BR/USA} (-2)</i>	◇	◇	◇	●
<i>γ^{RM} (-3)</i>	●	●	<i>γ^{RM} (-3)</i>	●	●	◇	0.15*
			<i>γ^{CH} (-3)</i>	◇	◇	-0.13***	-0.09**
			<i>γ^{BR/USA} (-3)</i>	◇	◇	●	●
<i>γ^{RM} (-4)</i>	-0.00***	0.20***	<i>γ^{RM} (-4)</i>	-0.15*	●	◇	-0.12*
			<i>γ^{CH} (-4)</i>	●	0.03	0.17***	0.15***
			<i>γ^{BR/USA} (-4)</i>	◇	◇	-0.32***	●
<i>TC</i>	0.02*	0.13***	<i>Bp^{BC}</i>	●	●	●	0.01
			<i>Bp^{SER}</i>	◇	◇	◇	◇
			<i>Bp^{RES}</i>	◇	◇	0.05*	●
<i>TC (-1)</i>	0.03***	●	<i>Bp^{BC} (-1)</i>	◇	◇	-0.01***	-0.01***
			<i>Bp^{SER} (-1)</i>	-0.04***	-0.02	●	●
			<i>Bp^{RES} (-1)</i>	●	●	◇	◇
<i>TC (-2)</i>	0.01	●	<i>Bp^{BC} (-2)</i>	0.02**	0.02***	0.03***	0.04**
			<i>Bp^{SER} (-2)</i>	-1.13***	-0.41	◇	◇
			<i>Bp^{RES} (-2)</i>	◇	◇	●	●
<i>TC (-3)</i>	-0.05***	-0.11***	<i>Bp^{BC} (-3)</i>	0.02**	0.02**	-0.01*	●
			<i>Bp^{SER} (-3)</i>	-0.12	-0.12	◇	◇
			<i>Bp^{RES} (-3)</i>	●	-0.02*	●	●
<i>TC (-4)</i>	-0.02**	●	<i>Bp^{BC} (-4)</i>	0.02***	0.02***	-0.01***	-0.01***
			<i>Bp^{SER} (-4)</i>	0.01	0.01	◇	◇
			<i>Bp^{RES} (-4)</i>	-0.04***	-0.04***	-0.02	0.03
<i>E</i>	-0.67	-0.03***	<i>E</i>	◇	◇	●	●
<i>E (-1)</i>	1.33**	●	<i>E (-1)</i>	◇	◇	-0.02*	●
<i>E (-2)</i>	●	0.02***	<i>E (-2)</i>	-0.04***	●	◇	◇
<i>E (-3)</i>	-1.78**	-0.04***	<i>E (-3)</i>	0.04**	●	-0.03***	-0.03***
<i>E (-4)</i>	0.95	●	<i>E (-4)</i>	-0.05***	●	◇	◇
<i>P</i>	-0.07**	●	<i>P</i>	◇	◇	0.14*	●
<i>P (-1)</i>	●	●	<i>P (-1)</i>	●	0.08	●	●
<i>P (-2)</i>	●	-0.15**	<i>P (-2)</i>	●	●	◇	◇
<i>P (-3)</i>	●	0.08	<i>P (-3)</i>	●	0.08	◇	◇
<i>P (-4)</i>	0.13***	-0.11*	<i>P (-4)</i>	0.05	●	-0.10*	●
R ²	0.73	0.58	R ²	0.69	0.75	0.72	0.69
R ² Ajustado	0.59	0.45	R ² Ajustado	0.50	0.54	0.60	0.56
AIC	4.75	5.51	AIC	4.84	4.87	5.01	5.03
SC	5.49	6.06	SC	5.65	5.84	5.64	5.66

Legenda: P-valor: *<0.10; **<0.05; ***<0.01; ◇ variável não incluída (vide Tabela 3); ● variável excluída segundo o critério de Schwarz.

Fonte: Elaboração própria com base no *Software Eviews 5*.

Os resultados da Tabela 6 indicam que, uma vez controlados os efeitos macroeconômicos, parece existir um efeito inercial [$NI(-t)$] associado à abertura de medidas *antidumping* tanto no Brasil quanto na Argentina. Todavia, a direção deste efeito não é a mesma entre os países. Os resultados revelam que, quanto mais medidas AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado ($t-n$), maior será um número de casos abertos na atualidade (período t). Já no Brasil, o número de casos iniciados no passado tende a reduzir a abertura atual. Baseado apenas neste resultado seria plausível esperar uma tendência de diminuição na abertura de casos AD no Brasil e uma elevação na Argentina. Contudo, esta não parece ser a história revelada nos Gráficos 1 e 2 deste trabalho. Vale lembrar, que esta seria apenas uma análise parcial, uma vez que outros fatores poderiam afetar a abertura de casos em ambos os países. Um bom exemplo refere-se ao impacto total verificado nas contas do Balanço de Pagamentos em ambos os países. De modo geral, o impacto se mostrou negativo no caso da Argentina e positivo nos modelos aplicados ao Brasil.¹³⁷ Portanto, este resultado ajudaria a explicar o fato de o Brasil apresentar uma tendência de abertura crescente ao passo em que a Argentina parece estar diminuindo a utilização deste instrumento (GRÁFICOS 1 e 2). Além disso, o coeficiente obtido pela constante nos modelos aplicados ao Brasil é sempre superior aos obtidos pela Argentina. Assim, parece que a cada trimestre um número maior de medidas AD é iniciado no Brasil quando comparado à Argentina.

No que se refere ao impacto da renda interna (Y), esta talvez tenha sido a variável mais instável dos modelos. Tanto no Brasil quanto na Argentina, o efeito total desta variável oscila entre positivo e negativo dependendo do modelo especificado. Todavia, o resultado se torna um pouco mais condizente com a teoria (vide equação 1) quando se considera apenas as melhores especificações para cada país. No caso da Argentina, uma elevação no PIB real (em nível) causaria um súbito aumento nos casos AD no curto prazo, porém o efeito de longo prazo garantiria um impacto total negativo (-0.03). Já no caso brasileiro, uma variação no PIB nominal não afetaria a abertura de casos no curto prazo, mas causaria um impacto negativo no longo prazo (-0.10) (TABELA 6).

¹³⁷ Uma piora nas contas internacionais deveria aumentar a procura por proteção devido à maior entrada de produtos estrangeiros (saldo negativo em transações correntes). Assim, apenas resultados negativos seriam justificáveis. Infelizmente, os autores do presente trabalho ainda não possuem uma explicação para este fenômeno verificado na economia brasileira.

Tabela 6. Impactos de Curto Prazo, Longo Prazo e Totais dos Fatores Macroeconômicos sobre a abertura de casos *antidumping* no Brasil e Argentina

		Modelo Agregado			Modelo Desagregado				
		ARGENTINA		BRASIL	ARGENTINA		BRASIL		
		Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença	Variáveis em Diferença		Variáveis em Diferença		
		Valores ⇒	Reais	Reais	Valores ⇒	Nom.	Reais	Nom.	Reais
		<i>Constante</i>	Nulo	2.28	<i>Constante</i>	1.12	0.74	1.80	1.32
INERCIAL		<i>NI (-t)</i>	0.08	-0.10	<i>NI (-t)</i>	0.13	0.15	Nulo	-0.06
Renda Interna	Curto prazo	<i>Y</i>	0.09	Nulo	<i>Y</i>	Nulo	0.12	Nulo	0.14
	Longo prazo	<i>Y (-t)</i>	-0.12	0.15	<i>Y (-t)</i>	0.07	0.00	-0.10	0.14
	TOTAL		-0.03	0.15		0.07	0.12	-0.10	0.28
Renda Externa	Curto Prazo	<i>Y^{RM}</i>	-0.01	Nulo	<i>Y^{RM}</i>	-0.20	-0.19	Nulo	Nulo
					<i>Y^{CH}</i>	-0.11	-0.12	Nulo	Nulo
					<i>Y^{BR/USA}</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
	Longo Prazo	<i>Y^{RM} (-t)</i>	0.01	-0.38	<i>Y^{RM} (-t)</i>	-0.15	Nulo	Nulo	-0.19
					<i>Y^{CH} (-t)</i>	Nulo	Nulo	0.06	0.08
TOTAL		-0.00	-0.38	<i>Y^{BR/USA} (-t)</i>	Nulo	Nulo	-0.32	Nulo	
Contas do Balanço de Pagamentos	Curto Prazo	<i>TC</i>	0.02	0.13	<i>B^{PBC}</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
					<i>B^{P^{SER}}</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
					<i>B^{P^{RES}}</i>	Nulo	Nulo	0.05	Nulo
	Longo Prazo	<i>TC (-t)</i>	-0.04	-0.11	<i>B^{PBC} (-t)</i>	0.06	0.06	0.00	0.02
TOTAL		-0.02	0.02	<i>B^{P^{SER}}</i> (-t)	-1.17	Nulo	Nulo	Nulo	
				<i>B^{P^{RES}}</i> (-t)	-0.04	-0.06	Nulo	Nulo	
Taxa de Câmbio	Curto prazo	<i>E</i>	Nulo	-0.03	<i>E</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
	Longo prazo	<i>E (-t)</i>	-0.45	-0.02	<i>E (-t)</i>	-0.05	-0.05	-0.06	-0.03
	TOTAL		-0.45	-0.05		-0.05	-0.05	-0.06	-0.03
Nível de Preços	Curto prazo	<i>P</i>	-0.07	Nulo	<i>P</i>	Nulo	Nulo	0.14	Nulo
	Longo prazo	<i>P (-t)</i>	0.13	-0.26	<i>P (-t)</i>	Nulo	Nulo	-0.10	Nulo
	TOTAL		0.06	-0.26		NULO	NULO	0.04	NULO

Notas: a) Os resultados apresentados referem-se aos valores significativos reportados na Tabela 5; b) Valores não significativos foram denominados "nulos". c) O impacto de curto prazo refere-se ao valor significativo obtido por cada variável contemporânea ($t=0$), enquanto o impacto de longo prazo refere-se ao somatório dos valores significativos das variáveis defasadas ($t=1,2,3,4$). d) O impacto total é a soma dos efeitos de curto e longo prazo.

Fonte: Elaborado com base nos resultados da Tabela 5.

No caso da renda externa, o impacto total foi tipicamente negativo em ambos os países. Logo, uma elevação na renda externa causaria uma diminuição no número de processos abertos no Brasil e na Argentina. Este resultado tem amparo na teoria descrita na seção 3.4 (todavia, a literatura também prevê possíveis efeitos positivos).¹³⁸ Quanto à taxa de câmbio, verificou-se um impacto negativo em todos os modelos. Desta forma, uma desvalorização cambial tende a diminuir a abertura de processos *antidumping* nos dois países.¹³⁹ Por fim, o impacto do nível de preços foi positivo nos 2 principais modelos estimados para o Brasil e Argentina (valores de 0.04 e 0.06, respectivamente). Embora estes resultados não corroborem com a teoria levantada na seção 3.4, de que o instrumento AD seria evitado em momentos de elevação nos preços a fim de

¹³⁸ Cabe destacar que nenhum efeito de curto prazo foi verificado nos modelos aplicados à economia brasileira.

¹³⁹ Vale lembrar que o câmbio de ambos os países foi mensurado em moeda nacional por dólares. Assim, uma elevação no valor associado ao câmbio indica uma desvalorização da moeda nacional.

controlar a inflação (o que implicaria em uma relação negativa), eles não são injustificáveis. Basta imaginar que uma elevação nos preços internos tornaria os produtos nacionais menos competitivos em relação aos estrangeiros. Fato que aumentaria a necessidade de proteção contra a entrada de bens importados.

Conclusão

Este trabalho teve por objetivo analisar a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Dado que o instrumento AD foi desenvolvido no intuito de corrigir as distorções provocadas pelo comércio desleal, a constatação de que as unidades reguladoras de alguns países estão sendo afetadas por fatores macroeconômicos, indicaria um "mau uso" deste recurso, dado que haveria um desvio em relação ao seu objetivo principal.

Embora a abertura de casos AD tenha um caráter técnico, a literatura reconhece que pode haver influência de fatores macroeconômicos. Isto ocorreria, em parte, devido à pressão protecionista que geralmente ocorre em períodos de recessão ou apreciação cambial. Neste sentido, o mecanismo AD se tornaria apenas mais uma ferramenta política ou um simples instrumento de proteção comercial.

Os trabalhos realizados sobre o tema indicam que este tipo de análise é recente e está concentrada nos principais usuários da prática *antidumping*. No caso do Brasil, apenas o artigo de Vasconcelos e Firme (2011) aborda esta questão. Em se tratando de Argentina, ainda não existiam estudos sobre o tema. Logo, este artigo concentrou esforços em 2 usuários “não tradicionais” que respondem por mais de 70% dos casos AD iniciados na América Latina (*i.e.*: Brasil e Argentina). Os resultados dos modelos com variáveis macroeconômicas agregadas (semelhantes aos utilizados na literatura) indicaram que a Argentina era mais influenciada por fatores macroeconômicos que o Brasil. Em outras palavras, a Argentina estaria se desviando mais daquilo que seria a utilização correta deste instrumento de proteção.

Contudo, estes resultados sofrem de um problema comum aos artigos desta área, referente dificuldade de incluir variáveis nos modelos devido ao limitado número de observações disponíveis. A fim de contornar esta questão, foi utilizado o método de seleção de variáveis de Sala-i-Martin (1997) que permitiu testar um número maior de variáveis (desagregadas). Tal procedimento foi adaptado ao modelo de Poisson e resultou em quase 1.7 milhões de estimações.

Dentre as variáveis em nível excluídas, nota-se que praticamente nenhuma variável referente à renda externa ou ao nível de preços foi significativa. Além disso, o câmbio (nominal e real) também foi descartado no caso brasileiro. Quando se considera as variáveis em diferença, percebe-se que apesar de boa parte das medidas AD adotadas na Argentina ter o mercado brasileiro como alvo, variações no PIB do Brasil não afetam a abertura de casos na Argentina.

Uma vez selecionadas, as variáveis relevantes foram incluídas em 4 modelos de contagem (*count models*). Os resultados revelaram uma inversão em relação aos modelos agregados. Parece que é o Brasil (e não a Argentina) o país que mais se deixa influenciar por variáveis macroeconômicas. Portanto, o modelo com variáveis agregadas poderia estar minimizando o efeito de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos AD no Brasil e supervalorizando o impacto na Argentina. Além disso, verificou-se a existência de um efeito inercial associado à abertura de medidas AD em ambos os países. Assim, quanto mais medidas AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado ($t-n$), maior será um número de casos abertos na atualidade (período t). Já no Brasil, o número de casos iniciados no passado tende a reduzir a abertura atual. Portanto, seria plausível esperar uma tendência de diminuição na abertura de casos AD no Brasil e uma elevação na Argentina. Contudo, esta seria apenas uma análise parcial dos resultados, uma vez que outros fatores poderiam afetar a abertura de casos em ambos os países. Um bom exemplo refere-se ao efeito das contas do Balanço de Pagamentos. De modo geral, o impacto se mostrou negativo no caso da Argentina e positivo nos modelos aplicados ao Brasil. Portanto, este resultado agiria no sentido oposto da inércia verificada em ambos os países. Além disso, o coeficiente obtido pela constante nos modelos aplicados ao Brasil foi sempre superior aos obtidos pela Argentina. Assim, parece que a cada trimestre um número maior de medidas AD é iniciado no Brasil quando comparado à Argentina.

O impacto da renda interna (Y) se revelou instável nos modelos. Todavia, quando se considera apenas as melhores especificações para cada país verifica-se um impacto total negativo em ambos, conforme esperado pela literatura. No caso da renda externa e da taxa de câmbio, o impacto total foi tipicamente negativo em ambos os países. Logo, uma elevação na renda externa e/ou uma desvalorização da moeda nacional diminuiria o número de casos AD. Tais resultados também estão amparados pela literatura. Por fim, o impacto do nível de preços foi positivo nos 2 principais modelos estimados para o Brasil e Argentina. Embora estes resultados não corroborem com a hipótese de que o instrumento AD seria evitado em momentos de elevação nos preços a

fim de controlar a inflação, eles não são injustificáveis. Basta imaginar que uma elevação nos preços internos tornaria os produtos nacionais menos competitivos em relação aos estrangeiros. Fato que aumentaria a necessidade de proteção.

De modo geral os resultados indicam que tanto a autoridade reguladora brasileira quanto a argentina sofreriam influencia de fatores macroeconômicos. Contudo, os modelos tradicionais (agregados) tenderiam a negar ou minimizar tal influencia sobre a economia brasileira e sobrevalorizá-la no caso argentino. Sendo assim, a utilização de dados desagregados pode ser útil a este tipo de análise.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese é composta de três ensaios que visam esclarecer como tem sido o uso do instrumento *antidumping* (AD) após a rodada Uruguai.

O primeiro ensaio faz uma abordagem exploratória do uso do recurso AD, entre os países membros da Organização mundial do comércio (OMC), no período de 1995 a 2012. Tal estudo permitiu identificar os principais usuários deste recurso, a tendência de uso associada a estes, a existência de convergência em termos da aberturas de casos AD, a possibilidade de efeitos espaciais afetarem a abertura de processos e se existem indícios de que países estejam usando este mecanismo para favorecer os setores mais competitivos.

No segundo ensaio utilizou-se uma das especificações mais abrangentes já vistas na literatura, associada a uma abordagem de Poisson em painel contendo informações de 46 usuários AD durante 1995 a 2013, a fim de mensurar os principais determinantes da abertura de processos *antidumping*. Deste modo, foi possível verificar se fatores como faixa de renda, região, retaliação, acordos e tarifas comerciais, perfil exportador e importador e algumas variáveis macroeconômicas tendem a desviar o instrumento AD de seu objetivo fundamental (*i.e.*: evitar o comércio desleal).

O terceiro ensaio buscou suprir uma lacuna da literatura ao mensurar a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos AD em países pouco tradicionais no uso deste recurso. Para tanto, foram utilizados dados trimestrais, referentes ao período de 1995 a 2010, no intuito de estimar modelos, do tipo Poisson, para os dois principais usuários da América Latina (*i.e.*: Brasil e Argentina). Devido à dificuldade em se obter grandes amostras, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu incluir mais variáveis que os trabalhos tradicionais. Este trabalho permitiu verificar se, assim como diversos países tradicionais no uso do AD, Brasil e Argentina também estariam se desviando da correta utilização deste instrumento.

O primeiro ensaio revelou que o Brasil foi o único grande usuário do recurso AD que apresentou uma tendência crescente de abertura de casos. Portanto, o país estaria na contramão da tendência geral de queda verificada no período analisado. Enquanto isso, a China não apenas foi o principal alvo deste mecanismo como a abertura de casos contra este país apresentou tendência crescente. Verificou-se, ainda, que há convergência no uso deste instrumento apenas

quando o número de casos *antidumping* é ponderado pelo PIB e que Turquia e União Européia parecem favorecer as indústrias mais competitivas através da prática AD.

O fato de o Brasil estar aumentando o número de casos AD é curioso, pois, além de ser o único grande usuário a fazê-lo, o número de casos contra o país vem diminuindo. Logo, não haveria razão para um aumento baseado na retaliação. No caso da China, a elevação na quantidade de medidas impostas contra o país é, provavelmente, um reflexo do crescimento das exportações chinesas. O resultado do teste de convergência indicou que países como a Argentina, que utilizam um número elevado de medidas AD mesmo tendo uma participação tímida na economia mundial, tenderiam a utilizar menos deste recurso enquanto países como Japão, que iniciaram apenas 7 casos em todo o período, passariam a usar mais. Portanto, ambos convergiriam para um número próximo de medidas no longo prazo. Embora o índice de correlação, criado para analisar se países estariam utilizando a prática AD para favorecer os setores mais competitivos, tenha acusado um mau uso por parte da Turquia e da União Européia, ele deve ser analisado com cautela, pois, há a possibilidade de problemas oriundos da agregação dos dados. Ainda que os resultados estejam em ordem, a justificativa para tal uso poderia advir da constatação de Davis (2009, p.1). Para o autor, a União Européia estaria intensificando o uso de medidas AD contra produtos estrangeiros oriundos de setores nos quais a vantagem comparativa européia está declinando.

O segundo ensaio mostrou 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.

Estes resultados expõem o modo como a abertura de casos AD pode estar sujeita a fatores escusos. Uma vez que o objetivo deste instrumento é evitar o comércio desleal e que a OMC estabelece regras para a utilização do mesmo, tal influencia 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 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, o fato da salvaguarda incidir sobre as importações oriundas de todos os países, de forma não discriminatória, poderia causar um efeito benéfico ao revelar a necessidade de ajustamentos internos (*e.g.*: falta de competitividade interna).

Já o terceiro ensaio indicou uma inércia positiva associada à abertura de medidas AD na Argentina e negativa em relação ao Brasil. Assim, quanto mais medidas AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado ($t-n$), maior será o número de casos abertos na atualidade (período t). No Brasil, o número de casos iniciados no passado tenderia a reduzir a abertura atual. O efeito das contas do Balanço de Pagamentos (BP) também divergiu entre os dois países. De modo geral, uma melhora nas contas do BP reduziria os casos AD na Argentina e aumentaria os casos no Brasil. Além disso, o maior coeficiente obtido pela constante, no caso brasileiro, indica que a cada trimestre um número maior de medidas AD é iniciado no Brasil quando comparado à Argentina. O impacto da renda interna (Y) se revelou instável nos modelos. Todavia, quando se considera apenas as melhores especificações para cada país verifica-se um impacto total negativo em ambos, conforme esperado pela literatura. No caso da renda externa e da taxa de câmbio, o impacto total foi tipicamente negativo em ambos os países. Logo, uma elevação na renda externa e/ou uma desvalorização da moeda nacional diminuiria o número de casos AD. Por fim, o impacto do nível de preços foi positivo nos principais modelos estimados para o Brasil e Argentina. Logo, é possível que uma elevação nos preços internos torne os produtos nacionais menos competitivos em relação aos estrangeiros, aumentando a necessidade de proteção.

Tais resultados implicam que tanto o Brasil quanto a Argentina são afetados por fatores macroeconômicos. Contudo, os modelos tradicionais (agregados) tenderiam a negar ou minimizar tal influência sobre a economia brasileira e supervalorizar este efeito na Argentina. Assim, a utilização de dados desagregados se mostra útil a este tipo de análise e revela que, assim como já havia sido detectado em países tradicionais no uso do recurso AD, Brasil e Argentina também estão fazendo um mau uso deste instrumento de proteção.

REFERÊNCIAS

- AFONSO, M. A. D. e MELÃO, N. F. R. **Para uma tipologia socio-económica da área metropolitana do Porto: uma análise estatística multivariada.** *Polytechnical Studies Review*. Vol. V, nº 8, 215-242, 2007.
- AGGARWAL, A. **Macroeconomic determinants of antidumping: A comparative analysis of developed and developing countries.** *World Development*, 32(6):1043–1057. 2004.
- AHN, D. & SHIN, W. **Analysis of Anti-dumping Use in Free Trade Agreements.** *Journal of World Trade* Vol. 45, Issue 2, pp. 431–456. 2011.
- AMITI, M. e FREUND, C. **The Anatomy of China's Export Growth.** *The World Bank - Development Research Group - Trade Team: Policy Research Working Paper* n.4628. 2008.
- ANDERSEN, E. B. **Asymptotic Properties of Conditional Maximum Likelihood Estimators.** *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 32, 283–301. 1970.
- ANDRADE, C. M. C. **Crédito e Crescimento Econômico: Uma análise da relevância dos tipos de crédito no Brasil.** Dissertação de mestrado defendida pelo CEDEPLAR/UFMG em 2009.
- ANSELIN, L. **Exploring spatial data with GeoDa: a workbook.** Urbana-Champaign: University of Illinois, 2005.
- ARAÚJO Jr., J. T., MACARIO, C., STEINFATT, K. **Antidumping in the Americas.** *Journal of World Trade*, v.35, n.4, 2001.
- AYENAGBO, K.; KIMATU, J. N.; JING, Z.; NOUNTENIN, S.; RONGCHENG, W. **Analysis of the importance of General Agreement on Tariffs and Trade (GATT) and its contribution to International Trade.** *Journal of Economics and International Finance*. Vol. 3(1), pp.13-28, Jan. 2011.
- BALASSA, B. **Outward orientation.** In: CHENERY, H. & SRINIVASAN, T. N. (eds.). *Handbook of development economics*. Amsterdam: North Holland, v.2, cap.31, p.1645-1689. 1989.
- BARRO, R. e SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth.** MacGraw Hill. New York, 1995.
- BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Université de Bourgogne, Pôle d'Economie et de Gestion. 2004.
- BECKER, B., & THEURINGER, M. **Macroeconomic determinants of contingent protection: The case of the EU.** *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik (Journal for Economic Policy)*, 50(3). 2001.
- BEUGELSDIJK, S; GROOT, H. L. F.; VAN SCHAIK, A. B. T. M. **Trust and economic growth: a robustness analysis.** *Oxford Economic Papers*, Vol. 56, p.118–134. 2004.
- BLONINGEN, B. e PRUSA, T. **Antidumping.** *NBER Working Paper* nº. 8398, 2001.
- BLONINGEN, B. e PRUSA, T. **The Cost of Antidumping: the Devil is in the Details.** *The Journal of Policy Reform*. Vol. 6, Issue 4, p.233-245. 2003.
- BLUNDELL, R.; GRIFFITH, R.; REENEN, J. V. **Dynamic Count Data Models of Technological Innovation.** *The Economic Journal*. v.105, n. 429. Mar. 1995.
- BRITTO, G. **Exportações e Crescimento Sustentável: A Lei de Verdoorn para Firms Industriais Brasileiras.** Em: "As Empresas Brasileiras e o Comércio Internacional." Org: João A. De Negri e Bruno C. P. O. Araújo. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2006.

- 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.
- BOWN, C. P. *The WTO and Antidumping in Developing Countries*. *Economics & Politics*. V.20(2), p. 255–288, Jun. 2008.
- BOWN, C. P. *Taking Stock of Antidumping, Safeguards and Countervailing Duties, 1990-2009*, *The World Economy*, 34(12): p. 1955-1988. 2011.
- BOWN, C. P. *Global Antidumping Database*. *The World Bank*. Disponível on line em: <http://econ.worldbank.org/ttbd/gad/>. 2014.
- BUNZEL, H. e VOGELSANG, T. J. *Powerful trend function tests that are robust to strong serial correlation with an application to the Prebisch-Singer hypothesis*. *Journal of Business and Economic Statistics*. 23, 381-394. 2005.
- 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.
- CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A **Hipótese da Curva de Kuznets Ambiental Global: Uma Perspectiva Econométrico-Espacial**. *Estudos Econômicos, São Paulo*, v. 40, n. 3, p. 587-615, Julho-Setembro, 2010.
- CASTILLO J.; PÉREZ-CASANY, M. *Overdispersed and Underdispersed Poisson Generalizations*. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 134, pp. 486-500. 2005.
- CHAMBERLIN, E. *Theory of Monopolistic Competition*. Cambridge, MA: Harvard University Press. 1933.
- CHANG, H-J. *Kicking away the ladder: development strategy in historical perspective*. Anthem Press, 187p. 2002.
- CLIFF, A. D. e ORD, J.K. *Spatial processes: models and applications*. Pion, London. 1981.
- COELHO, R. L. P. e FIGUEIREDO, L. **Uma Análise da Hipótese de Convergência para os Municípios Brasileiros**. *Revista Brasileira de Economia - RBE*, Rio de Janeiro V.61, p.331-352. Jul-Set 2007.
- CONSUL, P. C. *Generalized Poisson Distributions: Properties and Applications*, Marcel Dekker, New York, 1989.
- CONWAY, R. W.; MAXWELL, W. L. *A Queuing Model with State Dependent Service Rates*. *Journal of Industrial Engineering*, Vol. 12, pp. 132-136. 1962.
- 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.
- DECOM - Departamento de Defesa Comercial. **Defesa Comercial: Acordos e Legislação**. Cadernos DECOM n°.2. Brasília, Nov. 2002.
- DECOM - Departamento de Defesa Comercial. **Relatório DECOM 2011**. Brasília: MDIC, 80p. 2011.
- DECOM - Departamento de Defesa Comercial. **Dumping e Direitos Antidumping**. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=229>. Acesso em 2013.
- 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.
- EDEN, L. e MILLER, S. R. *Distance Matters: Liability of Foreignness, Institutional Distance and Ownership Strategy*. *Bush School Working Paper n.404*. 2004.
- EFRON, B. *Double Exponential Families and Their Use in Generalized Linear Regression*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol 81, pp. 709-721. 1986.

- EVENETT, S. J. *The simple analytics of U.S. antidumping orders: Bureaucratic discretion, anti-importer bias, and the Byrd amendment*. *European Journal of Political Economy*. v.22 P.732–749. 2006.
- FEINBERG, R. M. *Exchange rate and unfair trade*. *Review of Economics and Statistics*, 71(4):704–707. 1989.
- FEINBERG R. **U.S. Antidumping Enforcement and Macroeconomic Indicators Revisited: Do Petitioners Learn?** *Review of World Economics*, Vol. 141, No 4, pp.612-622. December 2005.
- FEINBERG, R. M. *Antidumping and the global financial crisis: the impact on Latin America and the Caribbean*. *ECLAC – Studies and Perspectives series – Washington – No. 9*. December 2010.
- FINGER, J. M.; HALL, K.; NELSON, D. *The political economy of administered protection*. *American Economic Review*, 72(3):452–466. 1982.
- 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.
- FRANCOIS, J. F. & NIELS, G. *Political influence in a new antidumping regime*. Rotterdam: Tinbergen Institute. Discussion Paper: TI 2004-011/2. 2004.
- GLAESER, E.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. *The Social Multiplier*. *Journal of the European Economic Association*. Vol. 1, Nº. 2-3, p.345-353. 2003.
- GOURIEROUX, C.; MONFORT A.; TROGNON, C. *Pseudo–Maximum Likelihood Methods: Theory*. *Econometrica*. 52, 681–700. 1984.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3rd Ed. Prentice Hall. 1997.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5nd Ed. Prentice Hall. 2002.
- GURMU, S. *Tests for Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model*. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, pp. 215-222, 1991.
- HANSEN, W. L. & PRUSA, T. J. *The economics and politics of trade policy: An empirical analysis of ITC decision making*. *Review of International Economics*. 5(2):230–245. 1997.
- 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.
- HECKSCHER, E. *The effect of foreign trade on the distribution of income*. *Ekonomisk Tidskrift*, 497–512. 1919.
- HOOVER, K. D. e PEREZ, S. J. *Truth and Robustness in Cross-country Growth Regressions*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 66, Issue 5, p. 765-798. Dec. 2004.
- IMF - *International Monetary Fund: Data and Statistics/World Economic Outlook Database*. Disponível on line em: www.imf.org. Acesso em 2013.
- IMF/EconStats - *International Monetary Fund/EconStats*. Disponível on line em: http://www.econstats.com/ifs/NorGSc_Eur1_Y.htm. Acesso em 2014.
- INDEC - *Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina* – Disponível on line em: <http://www.indec.mecon.ar/>. Acesso em 2013.
- IPEADATA - *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. Disponível on line em: www.ipeadata.gov.br. Acesso em 2013.
- IRWIN, D. A. *The Rise of U.S. Antidumping Activity in Historical Perspective*. *The World Economy*, 28 (5): 651-668. 2005.

- ITC - *International Trade Centre: Trade Statistics*. Disponível on line em: <http://www.intracen.org/trade-support/trade-statistics/>. Acesso em 2013.
- ITC/MacMap - *International Trade Centre: Trade Statistics/Market Access Map*. Disponível on line em: <http://www.macmap.org/>. Acesso em 2014.
- JENSEN, P. S. e WÜRTZ, A. H. *On determining the importance of a regressor with small and undersized samples*. *School of Economics and Management - University Of Aarhus: Denmark. Department of Economics. Working Paper N^o.8*, 2006.
- KADANE, J. B.; SHMUELI, G.; MINKA, T. P.; BORLE, S.; BOATWRIGHT, P. *Conjugate Analysis of the Conway-Maxwell-Poisson Distribution*. *Bayesian Analysis*, Vol. 1, pp. 363-374, 2006.
- KAGEYAMA, A e LEONE, E. T. **Uma tipologia dos municípios paulistas com base em indicadores sociodemográficos**. Texto para Discussão. IE/UNICAMP, Campinas, n. 66, jan. 1999.
- KALDOR, N. *The Irrelevance of Equilibrium Economics*. *The Economic Journal*, Vol. 82. n.328, 1237-1255, Dec. 1972.
- KALDOR, N. *Equilibrium Theory and Growth Theory*. reprinted in: *Targetti, F. & Thirlwall, A.P. (Eds.), The Essential Kaldor (New York, Holmes and Meier)*. 1977.
- KALDOR, N. **The Role of Increasing Returns, Technical Progress and Cumulative Causation in the Theory of International Trade and Economic Growth**. *Economie appliquée*, Vol. 34; 4, p. 593-617. 1981.
- KAPPEL, R. *The Decline of Europe and the US: Shifts in the World Economy and Global Politics*. *German Institute of Global and Area Studies - GIGA Focus International Edition*, n^o.01/011. 2011.
- 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.
- KRUGMAN, P. *Increasing returns, monopolistic competition, and international trade*. *Journal of International Economics*, 9, pp. 469-79, 1979.
- LEAMER, E. E. *Let's take the con out of econometrics*. *American Economic Review*, Vol. 73, pp. 31–43. 1983.
- LEAMER, E. E. *Sensitivity analysis would help*. *American Economic Review*, Vol. 75, pp. 308–313. 1985.
- LEE, L. *Specification Tests for Poisson Regression Models*. *International Economic Review*, 27, pp. 689-706, 1986.
- 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.
- LENSINK, R.; HERMES, N.; MURINDE, V. *Capital flight and political risk*. *Journal of International Money and Finance*. Vol. 19, Issue 1, p.73–92. Feb. 2000.
- LEVINE, R. & RENELT, D. *A sensitivity analysis of cross-country growth regressions*. *American Economic Review*, 82(4):942–63. 1992.
- LIST, F. *The National System of Political Economy*. English edition, 1904: London Longman. 1841.
- MANLY, B. J. F. *Multivariate statistical methods: a primer*. London: Chapman and Hall, 159p. 1986.

- MARANDUBA Jr, N. G. E ALMEIDA, E. S. **Análise de convergência espacial dos repasses da Lei Robin Hood**. Economia e Sociedade, Campinas, v. 18, n. 3 (37), p. 583-601, dez. 2009.
- MASCARENHAS, B.; AAKER, D. **Mobility Barriers and Strategic Groups**. *Strategic Management Journal*, v. 10, pp-475-485, 1989.
- McGEE, R. W. **Antidumping Laws as Weapons of Protectionism: Asian Case Studies**. *Manchester Journal of International Economic Law*. V.5(1),P. 36-69. 2008.
- MIND/SSPGE. **Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial**. Disponível on line em: <http://www.comercio.gov.ar>. Acesso em 2011
- MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de Métodos de Estatística Multivariada: Uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte, MG. Ed. UFMG. 2007.
- MIRANDA, P. **Aplicação do direito Antidumping e o impacto sobre as exportações brasileiras**. Documento IPEA/CEPAL. 2003.
- 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.
- MOOSA, I. A. e CARDAK, B. A. **The Determinants of Foreign Direct Investment: An Extreme Bounds Analysis**. *Journal of Multinational Financial Management*. Vol. 16, p.199-211. 2006.
- MOSER, C. e STURM, J. E. **Explaining IMF Lending Decisions After the Cold War**. *Review of International Organizations*, Vol. 6. Issue 3-4, p.307-340. 2011.
- NAÇÕES UNIDAS - **National Accounts Main Aggregates Database** - Disponível on line em: <http://unstats.un.org/unsd/snaama/dnlList.asp>. Acesso em 2014.
- NBSC - **National Bureau of Statistics of China**. Disponível on line em: <http://www.stats.gov.cn/english/statisticaldata>. Acesso em 2013.
- NELSON, D. **The Political Economy of Antidumping: A Survey**. *European Journal of Political Economy*. 22(3), p.554-590. 2004.
- NIELS, G. & FRANCOIS, J. **Business cycles, the exchange rate and demand for antidumping in Mexico**. *Review of Development Economics*, 10(3):388–399. 2006.
- NORTH, D. **Location theory and regional economic growth**. *Journal of Political Economy*, vol.63, jun 1955.
- 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.
- OHLIN, B. G. **Interregional and International Trade**. Boston: Harvard University Press, 1933.
- OLIVEIRA, R. C.; ALMEIDA, E.; FREGUGLIA, R. S.; BARRETO, R. C. S. **Desmatamento e Crescimento Econômico no Brasil: uma análise da Curva de Kuznets Ambiental para a Amazônia Legal**. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, SP, v. 49, nº 03, p. 709-740, 2011.
- OSSA, R. A. **“New Trade” Theory of GATT/WTO Negotiations**. *Journal of Political Economy*. vol. 119, nº 1. 2011.
- PAPKE, L. E. **Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location**. *Journal of Public Economics*, 45, 47–68. 1991.

- PENG, M. W.; WANG, D. Y. L.; JIANG, Y. **An institution-based view of international business strategy: a focus on emerging economies.** *Journal of International Business Studies*. 39, 920–936. 2008.
- PEREIRA, J. C. R.. **Análise de dados qualitativos: estratégias metodológicas para as ciências da saúde, humanas e sociais.** 3.ed. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2001.
- PERRON, P. e YABU, T. **Estimating Deterministic Trends with an Integrated or Stationary Noise Component.** *Journal of Econometrics*. Vol. 151, Issue 1, p.56-69. 2009.
- PORTER, M. **The structure within industries and companies performance.** *The Review of Economics and Statistics*. Vol.61, N.2, p.214-217, Maio1979.
- PORTER, M. E. **Vantagem competitiva.** Rio de Janeiro: Ed. Campus, 1989.
- PREBISCH, R. **The economic development of Latin America and its principal problems.** *United Nations E/CN. 12/89, Rev. 1.* 1949.¹⁴⁰
- PREBISCH, R. **Theoretical and Practical Problems of Economic Growth,** Mexico City, ECLAC, *United Nations Publication.* 18 May. 1951.¹⁴¹
- PRUSA, T. J. **Why are so many antidumping petitions withdrawn?** *Journal of International Economics*, v. 29, p. 1-20, 1992.
- 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.
- QUINN, J. e SLAYTON, P. **Non-tariff Barriers After the Tokyo Round.** *Proceedings of a Conference Sponsored by the Canada-United States Law Institute, London, Ontario 8-10 May 1980.* Montreal: Institute for Research on Public Policy , 1982.
- REED W. R. **The Determinants of U.S. State Economic Growth: A Less Extreme Bounds Analysis.** *Economic Inquiry*, 47(4), p.685-700. 2009.
- RESENDE FILHO, M.; BRESSAN, V. G. F.; BRAGA, M. J.; BRESSAN, A. A. **Sistemas de Equações de Demanda por Carnes no Brasil: especificação e estimação.** *Revista de Economia e Sociologia Rural.* Vol. 50, Nº 1, p. 033-050, Jan/Mar 2012.
- RICARDO, D. **On The Principles of Political Economy and Taxation.** *Third Edition,* 1821.
- ROSE, N. L. **Profitability and Product Quality: Economic Determinants of Airline Safety Performance.** *Journal of Political Economy.* 98, 944–961. 1990.
- SALA-I MARTIN, X. X. **I just ran four million regressions.** NBER Working Paper nº. 6252. 1997.
- SHMUELI, G.; MINKA, T. P.; KADANE, J. B.; BORLE, S.; BOATWRIGHT, P. **A Useful Distribution for Fitting Discrete Data: Revival of the Conway-Maxwell-Poisson distribution.** *Applied Statistics*, Vol. 54, pp. 127-142. 2005.
- SIRKIN, G. **The theory of the regional economic base.** *The Review of Economics and Statistics*, v.XLI, n.4, p.426-429, Nov.1959.
- SMITH, A. **An Inquiry Into The Nature and Causes Of The Wealth of Nations.** 1776.
- SOLOW, Robert M. **A contribution to the theory of economic growth.** *Quarterly Journal of Economics, February.* pp. 65-94. 1956.
- SOUZA, N. J. **Conceito e aplicação da teoria da base econômica.** *Perspectiva Econômica.* São Leopoldo: Unisinos, v.10, n.25, p.117-130, mar.1980.

¹⁴⁰ Também publicado na Revista Brasileira de Economia, RBE - Vol. 3, nº 3, 1949. E no ECLAC, *Cincuenta años de pensamiento en la CEPAL: textos seleccionados*, vol. 1, Mexico City, Fondo de Cultura Económica, 1998.

¹⁴¹ Também publicado na CEPAL, *XXV años de la CEPAL*, Santiago, Chile, 1973.

- STAIGER, R. e WOLAK, F. *Measuring industry-specific protection: antidumping in the United States*. Brookings papers on Economic Activity, Microeconomics. 1994.
- STOKER, T. *Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals*. *Journal of Economic Literature*. Vol.31, p.1827-1874. 1993.
- STURM, J.-E. e HAAN, J. *Determinants of Long-Term Growth: New Results Applying Robust Estimation and Extreme Bounds Analysis*. *Empirical Economics*, 30(3), p.597-617. 2005.
- 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.
- TIEBOUT, C. *As exportações e o crescimento econômico regional*. In: SCHWARTZMAN, J. *Economia regional: textos escolhidos*. Belo Horizonte, MG: CEDEPLAR/CETEDRE – MINTER, p. 315-323, 1977.
- TIMM, N. H. *Applied Multivariate Analysis*. New York - Pittsburgh: Springer, 2002.
- THIRLWALL, A. P. *The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences*. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*. n.128. 1979.
- TREBILCOCK, M. e HOWSE, R. *The regulation of international trade*. 2nd. ed. London: Routledge, 2002.
- 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.
- VASCONCELOS, C. R. F. e VASCONCELOS, S. P.. *Medidas “antidumping” e resultados colusivos: o caso do PEBDL na economia brasileira*. *Nova Economia*. Belo Horizonte – MG. 2005.
- VINER, J. *Dumping: A Problem in International Trade*. Chicago: University of Chicago Press, 1923.
- VOGELSANG, T. J. E FOMBY, T. B. *The application of size robust trend analysis to global warming temperature series*. *Journal of Climate*. 15, 117-123. 2002.
- WANG, E. C. *Determinants of R&D Investment: The Extreme-Bounds-Analysis Approach Applied to 26 OECD Countries*. *Research Policy*. 39(1), p.103-116. 2010.
- WILLIG, R. D. *Economic effects of antidumping policy*. In Lawrence, R. Z., editor, *Brookings Trade Forum*. Brookings Institution Press, Washington. 1998.
- WINKELMANN, R. *Duration Dependence and Dispersion in Count Data Models*. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, pp. 467-474. 1995.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2002.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Quasi-likelihood methods for count data*. In Pesaran, H. & Schmidt, P., editors, *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Malden, MA. p. 352-406. 1996.
- 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 2013.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers?* University of Glasgow: Business School - Economics, Working paper 2002_15. Oct. 2002.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers to discuss at Doha?* *The World Economy*, 27(3):403-433. 2004.
- ZANARDI, M. *Antidumping: A problem in International Trade*. *European Journal of Political Economy*. 22(3), p.591-617, Sep. 2006.
- ZEGER, S. L.; LIANG, K.-L.; ALBERT, P. S. *Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach*. *Biometrics*. 44, 1049–1060. 1988.

ANEXOS

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	Eslovênia	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).

Quadro A.1. Descrição do Algoritmo utilizado para o teste de Sala-i Martin (1997) para modelos do Tipo Poisson- Aplicação através do *Software* Matlab.

```
% Matriz de Variáveis Explicativas (txn)
X = [inserir matriz]

% Variável Dependente (tx1)
y = [Inserir vetor]

% Variável Testada (tx1)
z = [inserir vetor];

% Definição do Número de Variáveis Explicativas (n) e Observações (t)
[t,n] = size(X)

% Constante
l = ones(t,1);

cont = 0;

% Algoritmo (Considerando Estimações do Tipo Poisson)
for i = 1:(n-2)
    for j = 2:(n-1)
        for k = 3:n
            if i < j & j < k
                cont = cont + 1;
                v(cont,:) = [i,j,k];
                R = [z X(:,v(cont,:))];
                b(:,cont) = glmfit(R,y,'poisson');
            end
        end
    end
end

% Matriz de Coeficientes das regressões (Ordem das colunas: 1 = Constante; 2 = Variável teste (z); 3, 4 e 5 =
combinação 3 a 3 das demais variáveis explicativas).
b = b';
[b,v]

% Estatística t (média) Associada à Variável Testada (z)
st = mean(b(:,2))/std(b(:,2))
```

Fonte: Elaboração própria dos autores com auxílio do Prof. Dr. Rogério Mattos (PPGEA/UFJF).