

**O EFEITO DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE A
EFETIVIDADE DE MEDIDAS *ANTIDUMPING*: UMA
ANÁLISE ROBUSTA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA E
ARGENTINA**

Vinícius de Azevedo Couto Firme

Claudio Roberto Fóffano Vasconcelos

Rogério da Silva Mattos

TD. 009/2014

Programa de Pos-Graduação em Economia

Aplicada - FE/UFJF

Juiz de Fora

2014

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

Vinícius de Azevedo Couto Firme*

Cláudio R. F. Vasconcelos†

Rogério da Silva Mattos‡

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.

Palavras-chave: *Antidumping*, Variáveis Macroeconômicas, Efetividade de Política.

Abstract

This paper analyzed the influence of macroeconomic factors on antidumping opening cases (AD) in Brazil and 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, we chose to select the relevant variables based on the Sala-i-Martin (1997) test. This procedure allowed us to overcome the other articles regarding the inclusion of variables. As recommended, the models were estimated by Poisson regression. The results revealed that both Brazil and Argentina are affected by macroeconomic factors. However, the traditional models (aggregated) tend to deny or minimize such influence over the Brazilian economy and overestimate this effect in Argentina. Thus, the use of disaggregated data seems to be useful in this type of analysis.

Keywords: Antidumping, Macroeconomic Variables, Policy Effectiveness.

Classificação JEL: F10; F13; F14; F15.

* Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGEA/UFJF e Professor da UFJF-GV.

† Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGEA/UFJF.

‡ Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGEA/UFJF.

Introdução

A partir da década de 1970 o mecanismo *antidumping*¹ se tornou um importante instrumento de proteção comercial devido às reduções tarifárias ocorridas nas rodadas do Acordo Geral de Tarifas e Comércio - GATT/OMC. Esta expansão ocorreu tanto nos usuários tradicionais (como Estados Unidos, Canadá, Comunidade Européia, Austrália e Nova Zelândia),² quanto naqueles como México, Brasil, Argentina, África do Sul, entre outros sem tradição no uso deste mecanismo (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 “simplesmente uma moderna forma de protecionismo”.

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 macroeconômica, 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. 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. Logo, pretende-se contribuir para a literatura em duas frentes:

- 1) Em primeiro lugar verificou-se a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos AD iniciados por 2 usuários pouco tradicionais na prática *antidumping* que respondem por mais de 70% dos casos iniciados na América Latina (*i.e.*: Brasil e Argentina) (GRÁFICOS 1 e 2).³
- 2) Além disso, o presente artigo busca superar os demais trabalhos no que se refere ao número de variáveis testadas e à defasagem considerada.⁴ O fato é que, devido à dificuldade em se obter grandes séries para a realização deste tipo de análise,⁵ alguns autores acabam incluindo poucas variáveis no modelo e/ou considerando um número de defasagens inferior ao determinado pela literatura no intuito de

¹ 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).

² 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 Européia.

³ Os Gráficos revelam que Brasil e Argentina respondem 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). 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 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 é uma grande usuária do AD. Todavia, os gráficos indicam que este país vem diminuindo a abertura de casos enquanto o Brasil vem aumentando.

⁴ 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). No caso deste artigo serão consideradas ambas as possibilidades.

⁵ Knetter e Prusa (2003), Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) contaram com, respectivamente, 74, 28 e 68 observações.

evitar uma perda de graus de liberdade que comprometa as estimações.⁶ Para contornar esta questão, este trabalho utiliza a versão menos restritiva do método de Levine e Renelt (1992), proposta por Sala-i Martin (1997), que permite testar um grande número de variáveis sem afetar o grau de liberdade das estimações.⁷ Tal procedimento foi adaptado a um modelo do tipo *Poisson* que, segundo Greene (1997), seria ideal para casos em que a variável dependente representa um evento discreto não negativo.⁸ Assim, foi possível desagregar algumas variáveis macroeconômicas e verificar se tal desagregação produz resultados superiores aos modelos tradicionais.⁹

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

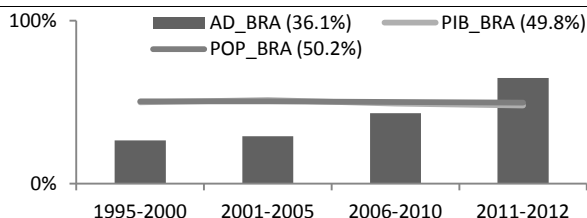
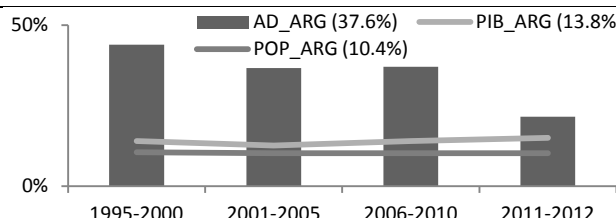


Gráfico 2. Participação argentina no PIB, População e Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.



Nota: Média do período entre parênteses. **Fonte:** Elaborado com base nos dados da WTO (2013) e IMF (2013).

Dadas as considerações mencionadas, o trabalho está organizado da seguinte forma: Na Seção 2.2, é realizada uma análise histórica dos casos *antidumping*, abertos por estes países no período de 1995 a 2010. A Seção 2.3 faz uma revisão dos trabalhos que verificaram os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre as investigações de *dumping*. Na seção 2.4 é apresentado o modelo econométrico e a base de dados. Por fim, têm-se os resultados, considerações finais e referências.

2.2 Casos *antidumping* abertos n Brasil e Argentina no período de 1995 a 2010.¹⁰

Considerando o uso do mecanismo *antidumping* por parte 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 (TABELA 1). 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. 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 fato de a Argentina utilizar mais este mecanismo, mesmo importando menos, pode indicar uma dificuldade maior deste país em concorrer com os produtos internacionais.¹¹

⁶ Em se tratando da defasagem, 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".

⁷ 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.

⁸ Exatamente o caso deste artigo, onde a variável dependente (número de casos AD) contém valores inteiros e não negativos.

⁹ 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.

¹⁰ 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.

¹¹ 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.

Tabela 1. Resultados das investigações de *dumping* no Brasil e Argentina entre 1995 e 2010

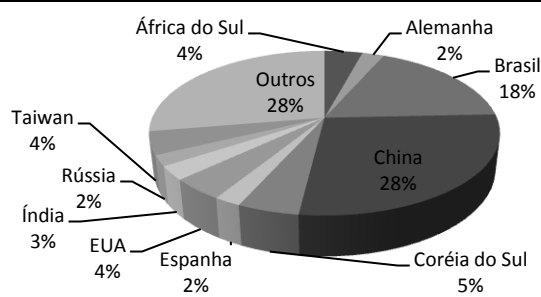
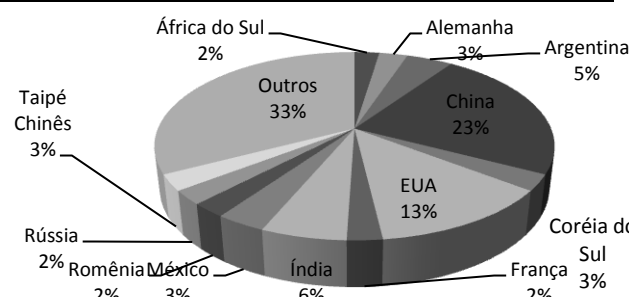
Período	Abertura		Medida Provisória		Direito Definitivo		Acordo de Preços		Sem Aplicação	
	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG	BRA	ARG
Total de Casos	291	333	37	133	162	207	11	27	94	98
% sobre a Abertura	100	100	12,7	39,9	55,7	62,2	3,8	8,1	32,3	29,4

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

A Tabela 1 ainda revela que, dos processos iniciados pela Argentina, 62,2% acabaram com a aplicação do direito *antidumping*, enquanto no Brasil esta taxa foi de 55,7%. Ademais, 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.¹²

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).

Quanto ao número de casos AD iniciados pela Argentina entre 1995 e 2010, nota-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. Isto representa, respectivamente, 18% e 28% do total de casos abertos no período (GRÁFICO 3). No Brasil, os produtos chineses também aparecem como principal alvo de medidas AD, seguido dos EUA. Dos 291 casos iniciados pelo Brasil, 67 tiveram como alvo a China e 37 os EUA. Estes valores representam 23% e 13% do total de casos abertos no país entre 1995 e 2010 (GRÁFICO 4).¹³

Gráfico 3. Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Argentina por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)**Gráfico 4.** Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Brasileira por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)

Fonte: Elaboração via dados do MIND/SSPGE (2011). **Fonte:** Elaboração via dados do DECOM (2011).

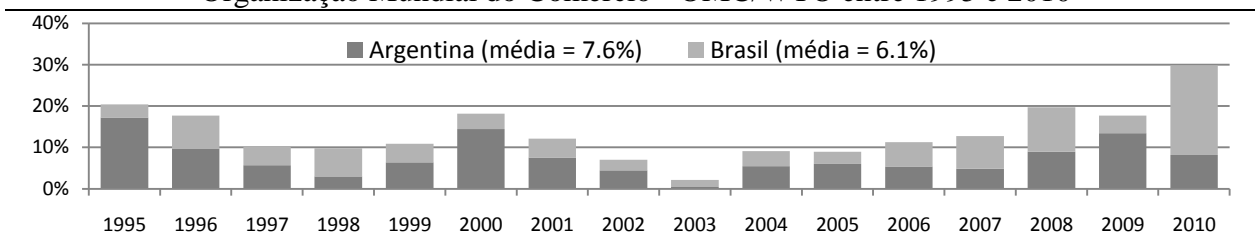
O Gráfico 5 apresenta a evolução anual da participação brasileira e argentina no total de casos AD abertos pelos membros da OMC. Embora a Argentina tenha sido, em média, mais representativa que o Brasil no período (abriu 7,6% dos casos, contra 6,1% no Brasil), o Brasil vem crescendo em termos

¹² 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 (caso em que as firmas estrangeiras citadas nos processos de *dumping* optam voluntariamente em alterar seus preços) (8,1% e 3,8%, respectivamente). 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 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).

¹³ Embora a Argentina seja o quarto país mais afetado por medidas AD oriundas do Brasil, 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).

relativos. Em 1995 a participação brasileira foi de pouco mais de 3%, enquanto a da Argentina ultrapassou os 17%. Já em 2010, os casos brasileiros representaram mais de 1/5 do total. Já a participação argentina foi reduzida para pouco mais de 8%. Portanto, assim como havia sido indicado pelos Gráficos 1 e 2, parece que a Argentina está diminuindo a abertura de casos AD enquanto o Brasil está aumentando.

Gráfico 5. 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).

2. 3. A influência de Fatores Macroeconômicos na abertura de processos *antidumping*¹⁴

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.¹⁵ Posteriormente, Leidy (1997) comprovou que o número de medidas *antidumping* e compensatórias¹⁶ aumentou nos EUA com o crescimento do desemprego e diminuição da utilização da capacidade instalada da indústria. Além disso, o autor encontrou uma relação positiva entre a variação real do dólar e o número de medidas AD. Logo, uma valorização cambial levava a um maior número de casos AD. Irwin (2005) também verificou tais relações ao analisar os EUA entre 1947 e 2002. Todavia, Feinberg (1989), analisando a economia dos EUA entre 1982 e 1987, encontrou uma relação negativa entre o câmbio e o número de processos AD. Já Knetter e Prusa (2003), utilizando dados de EUA, União Européia, Austrália e Canadá para o período de 1980 e 1998, concluíram que a apreciação do cambial real e a diminuição do PIB real tendem a aumentar as reclamações *antidumping*. A literatura 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.¹⁷ Além disso, uma desaceleração na atividade econômica induziria as firmas estrangeiras a reduzir seus preços a fim de manter o mercado, o que facilitaria a constatação de *dumping* via critério de preço abaixo do valor justo.¹⁸

Quanto ao impacto da taxa de câmbio real, Knetter e Prusa (2003) argumentam que ela poderia tanto aumentar quanto diminuir o número de casos *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 AD através do critério de dano material.¹⁹ Enquanto isso, a abordagem

¹⁴ 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. 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).

¹⁵ Trabalhos anteriores a este eram 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*".

¹⁶ Que visa compensar o efeito de um subsídio danoso ao comércio.

¹⁷ "*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).

¹⁸ "*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).

¹⁹ Quando o preço cobrado no mercado interno está abaixo de uma estimativa de custo mais um retorno normal.

do preço-base,²⁰ em uma situação de apreciação da moeda doméstica, dificultaria a comprovação de *dumping*. A atividade econômica externa também apresenta um caráter ambíguo. Neste caso, um cenário recessivo internacional dificultaria a determinação de *dumping* pelo argumento do preço justo. O fato é que uma recessão externa reduziria os preços dos bens exportados de forma generalizada 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).

O saldo do balanço de pagamentos (BP) também poderia influenciar a abertura de casos AD. Segundo Aggarwal (2004, p. 1053): "*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 a o processo AD venha a ser aceito pela unidade reguladora. Entretanto, alguns autores, como o próprio Aggarwal (2004) e Niels e Francois (2006), preferem trabalhar apenas com algumas contas do BP.²¹

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 no período de 1987 a 2000. Os autores concluem que há evidências de que a apreciação do câmbio real e uma piora na balança comercial impulsionariam os processos *antidumping*. Com relação ao nível de atividade econômica interna e externa, encontrou-se uma relação negativa com as petições AD. 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 destes autores revelam que variáveis macroeconômicas não afetam o número de processos AD 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 AD. Para tanto o autor utilizou dados em painel para 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 investigações. Ademais, o autor revela que países desenvolvidos estariam utilizando este instrumento mais como uma ferramenta protecionista do que como um mecanismo de correção do comércio desleal. Enquanto isto, os países em desenvolvimento estariam concentrando este recurso na retaliação ao uso deste mecanismo por parte de países estrangeiros.²²

Os trabalhos analisados até aqui revelam que a abertura de processos AD pode 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. Para Vasconcelos e Vasconcelos (2005), a abertura de uma investigação AD poderia fazer com que firmas estrangeiras aumentassem seus preços (cobrados no país que iniciou o caso) a fim de evitar a constatação de *dumping*, o que implicaria na aplicação de uma medida punitiva. Como resultado, os preços médios deste determinado setor subiriam. Logo, a hipótese levantada é que, caso a autoridade reguladora tenha conhecimento de que a abertura de um caso AD pode resultar em uma elevação nos preços de um determinado setor (e, dependendo da importância deste setor, afetar o nível de preços internos), é possível que ela limite tais processos em momentos de pressão inflacionária a fim de evitar uma inflação ainda maior. Assim, se o nível de preços estiver elevado, a abertura de casos AD seria reduzida (relação negativa).²³

²⁰ 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.

²¹ Aggarwal (2004) incluiu apenas a variação das importações e a participação da balança comercial no comércio total do país.

²² Para 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).

²³ Contudo, vale ressaltar que caso o processo AD envolva poucas firmas ou setores pouco representativos, seu impacto dificilmente afetaria o nível geral de preços e não haveria motivo para uma diminuição na abertura de processos em momentos de elevada inflação. Além disso, é possível que uma elevação nos preços internos cause uma perda de competitividade dos produtos nacionais frente aos estrangeiros. O que aumentaria a procura por proteção. Neste caso a relação seria positiva.

Em resumo, esta seção indicou que o número de investigações *antidumping* (NI) pode ser afetado pela renda interna (Y), renda externa (Y*), taxa de câmbio real (e), saldo em transações correntes do balanço de pagamentos (BP) e nível de preços (P). Logo: $NI = f[Y_{(-)}, Y_{(+/-)}, e_{(+/-)}, BP_{(-)}, P_{(-)}]$ (1) Onde o sinal esperado de cada variável é apresentado entre parênteses.

2. 4. Metodologia e Base de dados

A fim de verificar se fatores macroeconômicos afetam a abertura de casos *antidumping* no Brasil e na Argentina entre 1995 e 2010, empregou-se um modelo semelhante ao proposto por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). Este último usou um modelo de defasagem distribuída sem nenhum termo auto-regressivo. Já Niels e Francois (2006) incluem variáveis com defasagens e um termo auto-regressivo, semelhante a um modelo Auto-Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).²⁴ Como é provável que exista alguma inércia associada à abertura de processos AD, de modo que os casos iniciados em t-1 poderiam influenciar a abertura em t, optou-se por utilizar o modelo ARDL. 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.*"²⁵ Uma vez selecionadas, 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). Assim, foi possível verificar se os modelos com variáveis desagregadas foram superiores às estimações tradicionais.

2.4.1 O modelo Econométrico

Com relação aos modelos ARDL, Greene (1997), revela que, além do efeito inercial captado pela variável dependente defasada (Y_{t-k}), eles reconhecem que um choque qualquer pode ter implicações comportamentais para além do período em que ocorreu. Assim os efeitos das decisões econômicas podem perdurar ao longo do tempo.²⁶ Logo, 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 a seguir: $y_t = a + \theta_1 y_{t-1} + \dots + \theta_k y_{t-k} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon$ (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 variável dependente defasada em t-1, ..., t-k períodos; X é uma 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 erro aleatório [$N \sim (0, S^2)$].²⁷

Substituindo os elementos da equação 1 em 2, de modo que $y = NI$ e $X = [Y, Y^*, e, BP, P]$, obtém-se o modelo básico que será usado 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.*"

A função de densidade condicional de y_i , dado um conjunto de regressores, X_i , associada ao Modelo de Poisson é: $f(y_i | X_i' \beta) = \left[e^{-\exp(X_i' \beta)} \exp(X_i' \beta)^{y_i} \right] / y_i!$ (3)

²⁴ Sigla referente ao termo em inglês: *Auto-Regressive Distributed Lag*.

²⁵ Knetter e Prusa (2003) e Vasconcelos e Firme (2011) também utilizaram a especificação de Poisson em seus trabalhos.

²⁶ Desta forma, é possível dividir o impacto de um choque exógeno em efeitos de curto e longo prazo.

²⁷ A Equação 2 representa um modelo de ARDL envolvendo K períodos. Neste caso, o 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, obtém-se o impacto de longo prazo ou impacto total que é dado pela soma dos betas e tetas.

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

A equação 3 revela que o modelo não é linear em seus parâmetros. Logo, 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: $L(\beta) = \sum_{i=1}^n [-\exp(X_i'\beta) + y_i X_i'\beta - \ln y_i!]$ (4)

Logo, o EMV para o modelo de Poisson é: $(\partial \ln L / \partial \beta) = \sum_{i=1}^n \{y_i - \exp(X_i'\beta)\} X_i = 0$ (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 $Var(y_i | X_i'\beta) > E(y_i | X_i'\beta)$.²⁸

A fim de verificar esta hipótese, Wooldridge (1996), desenvolveu um teste que consiste em regredir $(\varepsilon_t^2 - 1)$ contra \hat{y}_t após ter estimado o modelo de Poisson.²⁹ 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.³⁰ Neste caso, deve-se utilizar uma generalização do Poisson, conhecida como Modelo Binomial Negativo, onde se introduz um efeito individual não observado (ε_i) na média condicional (μ_i). Assim: $\ln \mu_i = X_i'\beta + \varepsilon_i = \ln \lambda_i + \ln u_i$ (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 Poisson: $f(y_i | X_i'\beta, u_i) = [e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}] / y_i!$ (7)

Porém, $f(y_i | X_i'\beta)$ se transforma-se em: $f(y_i | X_i'\beta) = \int_0^\infty \{ [e^{-\lambda_i u_i} (\lambda_i u_i)^{y_i}] / y_i! \} g(u_i) du_i$ (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 $\{\lambda_i [1 + \lambda_i (1/\theta)]\}$. Assim, o modelo Binomial Negativo é capaz de acomodar a super-dispersão, visto que sua especificação aceita que $Var(y_i | X_i'\beta) > E(y_i | X_i'\beta)$.

2.4.2 Seleção das Variáveis e Defasagens

O método 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). Logo, estes métodos possibilitariam incluir e testar um número maior de variáveis. Deste modo, as variáveis apresentadas na Equação 1 foram desagregadas, conforme apresentado no Quadro 1. Espera-se que tal desagregação minimize a possibilidade de viés de agregação (*aggregation bias*)³¹ que geralmente ocorre em dados macroeconômicos.³²

²⁸ 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).

²⁹ Onde \hat{y}_i é o valor estimado de y_i através do modelo de Poisson e $\varepsilon_i^2 = (y_i - \hat{y}_i)^2$.

³⁰ Outros testes para verificar Super-Dispersão foram elaborados por Lee (1986), Cameron e Trivedi (1990) e Gurmu (1991).

³¹ As causas e problemas relacionados ao viés de agregação são bem discutidos em Stoker (1993) e Glaeser *et all* (2003). Segundo Glaeser *et all* (2003), este tipo de viés ocorre quando há perda de informação devido à agregação de dados

Quadro 1. Discriminação das variáveis consideradas no Modelo (Total: 28).

Var.	Variáveis Desagregadas	Descrição	Nº.
Y	$Y_N, Y_C, \Delta Y_N, \Delta Y_C$	Foi verificada a influência do nível (Y) e da variação (ΔY) da renda interna, ambas avaliadas em valores nominais (Y_N) e constantes (Y_C).	4
Y*	$Y_N^{CH}, Y_C^{CH}, Y_N^{US/BR}, Y_C^{US/BR}, Y_N^{RM}, Y_C^{RM}, \Delta Y_N^{CH}, \Delta Y_C^{CH}, \Delta Y_N^{US/BR}, \Delta Y_C^{US/BR}, \Delta Y_N^{RM}, \Delta Y_C^{RM}$	A renda externa (Y*) também foi mensurada em valores nominais e constantes e testada em nível e diferença. Além disso, ela 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
BP	$BC, BS, Res, \Delta BC, \Delta BS, \Delta Res$	O Balanço de Pagamentos (BP) foi subdividido em Balança Comercial (BC), Balança de Serviços (BS) e Reservas acumuladas no exercício (Res). Assim como nos demais casos, elas foram testadas em nível e em diferença.	6
e	$e, E, \Delta e, \Delta E$	Considerou-se o nível e as variações na taxa de câmbio real (e) e nominal (E).	4
P	$P, \Delta P$	Por fim, tanto o nível de preços (P) quanto a inflação foram incluídos (ΔP).	2

Fonte: Elaboração própria com base nos trabalhos apresentados na seção 2.4.

Quanto à defasagem, optou-se por um período de 1 ano (4 trimestres) que, segundo Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004), é aceitável em análise AD. Tal defasagem é superior à praticada por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). No primeiro caso, as variáveis foram defasadas em 1 período (6 meses), enquanto Vasconcelos e Firme (2011) o fazem para 3 períodos (ou 9 meses).³³

Portanto, o método proposto permitiu 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 nota-se 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).³⁴

2.4.3 O Método Robusto de Levine e Renelt (1992) e Sala-i Martin (1997)

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)³⁵, 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 grande maioria das variáveis.³⁶ 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.³⁷

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 poderiam afetar os coeficientes estimados.

³² 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".

³³ 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).

³⁴ A dificuldade em se obter dados para este tipo de pesquisa não é restrita a este artigo. Knetter e Prusa (2003), Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011) contaram com, respectivamente, 74, 28 e 68 observações.

³⁵ 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.

³⁶ "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." (BEUGELSDIJK *et al*, 2004, p.122).

³⁷ 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

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: $\Gamma = a + \beta_{yi}Y + \beta_{zi}Z + \beta_{xi}X + \varepsilon$ (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 .³⁸

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, $\beta_{zi} + 2\sigma_{zi}$. 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: $t = \left(\frac{\sum_i \beta_{zi}}{M}\right) / \left(\sqrt{\sum_i \sigma_{zi}^2 / M}\right)$ (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%).³⁹

2.4.4 Descrição da Base de dados

$N_t \Rightarrow$ 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 nos relatórios anuais do Departamento de Comércio - DECOM (2011). Tanto os casos argentinos quanto os brasileiros foram agrupados em trimestres

$Y_t \Rightarrow$ 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,⁴⁰ disponíveis no *Instituto Nacional de Estadística y Censos* - INDEC (2013).⁴¹ 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). O PIB brasileiro e Argentino foram dessazonalizados através do ajuste sazonal X12, proposto pelo *U.S. Census Bureau*, e disponível no *software* Eviews 5.⁴²

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.

³⁸ Como X é composto por três variáveis, o procedimento realizará $\{N! / [(N-3)! 3!]\}$ regressões para cada variável testada.

³⁹ Como estes métodos realizam diversas estimações no intuito de testar se o efeito relativo de "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 que, de fato, devem ser incluídas no modelo.

⁴⁰ Tabela de *Oferta y demanda globales, en millones de pesos a precios corrientes*.

⁴¹ 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.

⁴² Maiores detalhes na seção "*Seasonal Adjustment*" do *EViews 5 User's Guide* (2004, p.324-333).

Como não há existe 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.⁴³ O IPC argentino, utilizado na conversão, é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional - *International Financial Statistics* (FMI/IFS). Já no caso do Brasil, foi utilizado IPC da Fundação Getúlio Vargas - FGV.⁴⁴ Os dois índices estão disponíveis no 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 4) enquanto China e Brasil são os principais alvos da Argentina (GRÁFICOS 3), 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 a 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).⁴⁵

Quanto aos EUA, optou-se por utilizar o PIB trimestral dessazonalizado, em milhões de US\$, oriundo do FMI/IFS, disponibilizado pelo IPEADATA (2013). 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 usou-se o IPC trimestral do FMI/IFS disponível no IPEADATA (2013). Para o Brasil, desagregou-se o PIB anual em US\$ PPC, do FMI/IFS, com base na distribuição trimestral do PIB corrente dessazonalizado, medido em R\$. Os valores a preços constantes foram obtidos com base no IPC.

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.⁴⁶ 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,⁴⁷ avaliado em moeda nacional corrente, disponibilizado pelo FMI/IFS. Tanto as séries anuais quanto as trimestrais estão no IPEADATA (2013).⁴⁸

$\Delta e_t \Rightarrow$ representa a taxa de câmbio real (e).⁴⁹ No entanto, testou-se também a possibilidade do câmbio nominal (E) influenciar a abertura de casos AD. No caso da Argentina, usou-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 foi utilizado no cálculo da inflação interna (P)

⁴³ 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.

⁴⁴ 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.

⁴⁵ 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, estas variações foram transformadas em uma série de números-índice, com 2005 = 100. Para tanto:

$$\left[\begin{array}{l} P_t = 1 + (IPC_t^*/100) \\ P_{t+1} = P_t [1 + (IPC_{t+1}^*/100)] \\ \vdots \\ P_{t+n} = P_{t+n-1} [1 + (IPC_{t+n}^*/100)] \end{array} \right] \text{ Logo: } \left[\begin{array}{l} IPC_t^n = (P_t/P_{t=2005})100 \\ IPC_{t+1}^n = (P_{t+1}/P_{t=2005})100 \\ \vdots \\ IPC_{t+n}^n = (P_{t+n}/P_{t=2005})100 \end{array} \right] \text{ Onde: } \begin{array}{l} IPC_t^* \text{ está em } \Delta \text{ percentual} \\ e \\ IPC_t^n \text{ um índice: } 2005 = 100 \end{array}$$

⁴⁶ São eles: Alemanha; Bélgica; Canadá; Coréia do Sul; Espanha; França; Holanda; Itália; Japão; México; Reino Unido.

⁴⁷ Nove países apresentavam o PIB dessazonalizado, para a Bélgica e Coréia do Sul, usou-se o método de ajuste sazonal X12.

⁴⁸ Quanto ao IPC do resto do mundo, utilizou-se o IPC 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). Feito isto, foi possível obter o PIB do RM a preços constantes e deduzir o IPC através da relação $[(PIB^{CTE}/PIB^{Corr.}) * 100]$ (GRÁFICO 17).

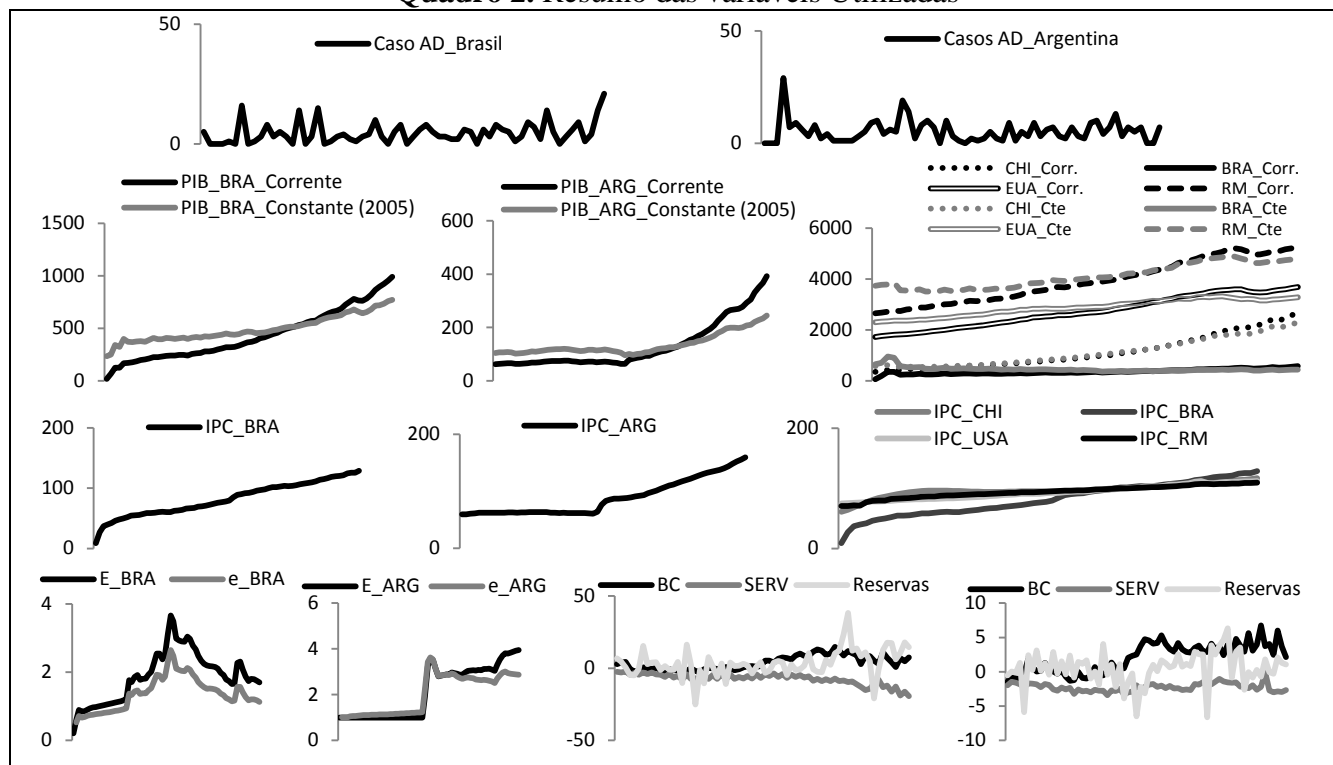
⁴⁹ Sendo $e = E(P^*/P)$. Onde E representa o câmbio nominal.

acumulada no período analisado. O mesmo procedimento foi feito para o resto do mundo (incluindo China e EUA)⁵⁰ de modo a obter um série com a inflação externa acumulada (P^*).

$\Delta TC_t \Rightarrow$ 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. Os dados argentinos estão disponíveis no INDEC (2013). Para o Brasil, eles são disponibilizados pelo BCB via IPEADATA (2013).

As variáveis mencionadas nesta seção são apresentadas graficamente no Quadro 2.

Quadro 2. Resumo das variáveis Utilizadas



Fonte: Elaborado com base nas referências mencionadas na seção 2.4.4

2. 5. Resultados

Inicialmente as variáveis expostas na Equação 1 foram utilizadas na estimação de 4 modelos que mensuram a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de casos *antidumping* na Argentina e no Brasil (TABELA2).⁵¹ Como nenhuma das regressões apresentou *overdispersion*, foi possível analisar os resultados obtidos via Poisson. Assim, considerando o R^2 e o R^2 ajustado das regressões nota-se que, em todos os casos, a unidade reguladora da Argentina parece ser mais influenciada por fatores macroeconômicos que a brasileira. Assim, 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 nominais (R^2 e R^2 ajustado de, respectivamente, 0.75 e 0.51). Já no Brasil, isto ocorreu no modelo com variáveis em diferença e valores constantes, onde o R^2 e R^2 ajustado foram 0.62 e 0.25. Ainda sobre o Brasil, 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.⁵²

Os modelos da Tabela 2 utilizaram as variáveis comumente recomendadas pela literatura (vide equação1). Contudo, um problema comum a estes trabalhos refere-se à impossibilidade de incluir muitas

⁵⁰ Este IPC foi calculado da mesma forma que o do Gráfico 15. Porém os EUA e a China foram incluídos no cálculo.

⁵¹ 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.

⁵² Os resultados diferem devido ao período analisado (1995-2010 do presente artigo contra 1991-2007), à defasagem (1 ano contra 9 meses no artigo mencionado) e à inclusão do termo auto-regressivo que não havia em Vasconcelos e Firme (2011).

variáveis devido ao limitado número de observações. A fim de minimizar este problema, o teste de Sala-i-Martin (1997) foi utilizado.⁵³

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									
Descrição	ARGENTINA				Descrição	BRASIL			
	Variáveis em Nível		Variáveis em Diferença			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***
NI	-	-	-	-	NI	-	-	-	-
NI (-1)	0.01	0.01	0.06***	0.06***	NI (-1)	-0.07***	-0.07***	-0.03	-0.04
NI (-2)	0.03*	0.05***	0.03*	0.02	NI (-2)	-0.11***	-0.12***	-0.16***	-0.14***
NI (-3)	-0.01	0.02	0.03*	0.04***	NI (-3)	-0.05*	-0.08***	-0.04	-0.04
NI (-4)	-0.03*	-0.01	-0.02	-0.01	NI (-4)	-0.02	0.02	0.04	0.05*
Y	0.06**	0.08**	0.10**	0.11***	Y	0.01	0.00	0.06	0.05
Y (-1)	-0.16***	-0.13***	-0.15***	-0.17***	Y (-1)	-0.02	-0.01	0.04	0.06
Y (-2)	0.04	0.02	-0.13**	-0.07	Y (-2)	0.02	0.03*	0.20***	0.19***
Y (-3)	0.16**	0.06	0.08	0.07	Y (-3)	-0.02*	-0.04***	0.01	0.03
Y (-4)	-0.10***	-0.05	0.02	-0.01	Y (-4)	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
Y ^{RM}	-0.00**	-0.01***	-0.31**	-0.25**	Y ^{RM}	0.00	0.00**	-0.28**	-0.12
Y ^{RM} (-1)	0.01**	0.01***	0.20*	0.08	Y ^{RM} (-1)	0.00	-0.00	0.19	0.04
Y ^{RM} (-2)	0.00	0.00	0.23**	0.12	Y ^{RM} (-2)	-0.00	-0.01***	-0.26**	-0.49***
Y ^{RM} (-3)	-0.01**	-0.00	-0.12	0.01	Y ^{RM} (-3)	-0.00	0.00	-0.40***	-0.14
Y ^{RM} (-4)	0.00	-0.00	0.12	0.08	Y ^{RM} (-4)	0.00	0.00	0.41***	0.33***
TC	0.01	0.02	0.01	0.01	TC	0.00	0.01	0.06	0.13**
TC (-1)	0.03***	0.03***	-0.02	-0.00	TC (-1)	0.01	-0.00	0.06	0.01
TC (-2)	0.01	0.01	0.11***	0.11***	TC (-2)	-0.01*	-0.01***	-0.00	-0.05
TC (-3)	-0.02**	-0.04***	-0.05	-0.08*	TC (-3)	-0.01***	-0.01*	-0.11**	-0.14***
TC (-4)	-0.01	-0.02*	0.03	0.05	TC (-4)	-0.01	0.00	-0.08	-0.07
E	-3.32**	-1.03	-0.06**	-0.05**	E	-0.23	-1.54	-0.03**	-0.02**
E (-1)	3.59**	1.88	0.01	0.01	E (-1)	-0.60	-0.46	0.02	0.00
E (-2)	-1.05	-0.37	0.03	0.03	E (-2)	1.39	3.51**	0.03**	0.03***
E (-3)	-0.30	-1.35	-0.00	-0.01	E (-3)	-2.91***	-5.52***	-0.05***	-0.04***
E (-4)	-0.14	0.75	-0.04**	-0.04**	E (-4)	1.19*	2.86***	0.00	0.00
P	0.17	-0.04	0.11	0.11	P	-0.05	0.06	-0.11	-0.03
P (-1)	-0.11	-0.03	-0.05	-0.21*	P (-1)	0.19	-0.05	-0.04	-0.04
P (-2)	-0.18	-0.03	0.06	-0.00	P (-2)	-0.06	0.11	-0.24**	-0.16*
P (-3)	-0.10	0.03	-0.11	-0.01	P (-3)	0.33*	0.07	0.11	0.06
P (-4)	0.29**	0.14	0.14*	0.10	P (-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
Overdispersion (P-Valor)	Não (0.73)	Não (0.14)	Não (0.73)	Não (0.59)	Overdispersion (P-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 2.5.4). 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*.

Nas estimações da Tabela 3 é possível verificar (através do símbolo \diamond) àquelas variáveis que não foram consideradas relevantes pelo teste. Portanto, 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 variáveis foram excluídas). Em se tratando de Brasil, estes valores foram ainda menores (12 e 15 variáveis, respectivamente). Quando se considerou as variáveis em diferença, notou-se que uma quantidade maior foi considerada significativa. Na Argentina, 31 variáveis foram aceitas no

⁵³ Para efetuar o teste usou-se o *software Matlab*. Foram consideradas 49 variáveis para cada país. Para cada variável, foram estimadas $\{48! / [(48 - 3)! 3!]\} = 17.296$ regressões, resultando num total de 1.695.008 (sendo 847.504 para cada país).

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 34.⁵⁴

Tabela 3. 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	
Valores ⇒	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais	Nom.	Reais
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^{pSER}</i>	∅	∅	∅	∅	∅	∅	-0.00	-0.01**	-0.00	-0.01	∅	∅
<i>B^{pSER} (-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^{pSER} (-2)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.95*	-0.47	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{pSER} (-3)</i>	-0.03**	-0.04**	-0.03	-0.04*	-0.14	-0.12	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{pSER} (-4)</i>	-0.02	-0.03*	-0.03	-0.04*	0.01	0.01	-0.00	-0.01	-0.00	-0.00	∅	∅
<i>B^{pRES}</i>	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	∅	∅	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.02
<i>B^{pRES} (-1)</i>	∅	∅	∅	∅	-0.01	-0.00	∅	∅	∅	∅	∅	∅
<i>B^{pRES} (-2)</i>	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	∅	∅	∅	-0.00	∅	-0.00	0.02	0.02
<i>B^{pRES} (-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^{pRES} (-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 significativa (a 10% de significância) segundo o teste de Sala-i-Martin (1997); 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*.

⁵⁴ A predominância das variáveis em diferença talvez justifique seu uso por Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004).

Analisando as variáveis em nível excluídas pelo teste, 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 (TABELA 3).⁵⁵ Além disso, o câmbio (nominal e real) também foi descartado no caso brasileiro.⁵⁶ Quando se considera as variáveis em diferença, percebe-se que, apesar de boa parte das medidas *antidumping* iniciadas na Argentina, ter o mercado brasileiro como alvo (ver Gráfico 3), parece que variações no PIB brasileiro (Y^{BR}) não afetam a abertura de casos AD na Argentina.

Diferentemente da Tabela 2, a Tabela 3 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.

Primeiramente, é importante ressaltar que todas as estimações em nível da Tabela 3, 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. diminuíram consideravelmente o grau de explicação dos modelos que utilizaram variáveis em nível, chegando próximo a zero, no caso argentino (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 3, 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.⁵⁷ 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 3, 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.⁵⁸ 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 4.

As melhores especificações utilizando variáveis agregadas sugerem que Argentina e Brasil são influenciados por variáveis macroeconômicas. 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 que 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.

⁵⁵ A exceção foi o PIB do resto do mundo defasado em 2 períodos [$Y^{RM}(-2)$], aceito a 10% de significância na Argentina.

⁵⁶ 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.

⁵⁷ 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.

⁵⁸ Em outras palavras, as variáveis não significativas foram excluídas até o ponto em que uma nova exclusão piorasse o critério de Schwarz.

De modo a facilitar o entendimento sobre o impacto de cada variável (contemporânea ou defasada) na abertura de casos AD no Brasil e na Argentina, os resultados da Tabela 4 foram subdivididos em impactos de curto e longo prazo e são apresentados na Tabela 5.

Tabela 4. Melhores Modelos Estimados com base nos Critérios AIC e SC

Valores ⇒	Modelo Agregado		Valores ⇒	Modelo Desagregado			
	ARGENTINA	BRASIL		ARGENTINA	BRASIL		
	Variáveis em Nível	Variáveis em Diferença		Variáveis em Diferença	Nom.	Reais	Nom.
<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>Y^{RM}</i>	-0.01***	●	<i>Y^{RM}</i>	-0.20***	-0.19*	◇	◇
			<i>Y^{CH}</i>	-0.11**	-0.12**	●	●
			<i>Y^{BR/USA}</i>	◇	◇	●	●
			<i>Y^{RM} (-1)</i>	◇	◇	◇	◇
<i>Y^{RM} (-1)</i>	0.01***	●	<i>Y^{CH} (-1)</i>	◇	-0.06	0.16***	0.12**
			<i>Y^{BR/USA} (-1)</i>	◇	◇	●	●
			<i>Y^{RM} (-2)</i>	0.11	●	◇	-0.22**
<i>Y^{RM} (-2)</i>	●	-0.58***	<i>Y^{CH} (-2)</i>	●	0.06	-0.14***	-0.10***
			<i>Y^{BR/USA} (-2)</i>	◇	◇	◇	●
			<i>Y^{RM} (-3)</i>	●	●	◇	0.15*
<i>Y^{RM} (-3)</i>	●	●	<i>Y^{CH} (-3)</i>	◇	◇	-0.13***	-0.09**
			<i>Y^{BR/USA} (-3)</i>	◇	◇	◇	●
			<i>Y^{RM} (-4)</i>	-0.15*	●	◇	-0.12*
<i>Y^{RM} (-4)</i>	-0.00***	0.20***	<i>Y^{CH} (-4)</i>	●	0.03	0.17***	0.15***
			<i>Y^{BR/USA} (-4)</i>	◇	◇	-0.32***	●
			<i>B^{PBC}</i>	●	●	●	0.01
<i>TC</i>	0.02*	0.13***	<i>B^{P^{SER}}</i>	◇	◇	◇	◇
			<i>B^{PRES}</i>	◇	◇	0.05*	●
			<i>B^{PBC} (-1)</i>	◇	◇	-0.01***	-0.01***
<i>TC (-1)</i>	0.03***	●	<i>B^{P^{SER}} (-1)</i>	-0.04***	-0.02	●	●
			<i>B^{PRES} (-1)</i>	●	●	◇	◇
			<i>B^{PBC} (-2)</i>	0.02**	0.02***	0.03***	0.04**
<i>TC (-2)</i>	0.01	●	<i>B^{P^{SER}} (-2)</i>	-1.13***	-0.41	◇	◇
			<i>B^{PRES} (-2)</i>	◇	◇	●	●
			<i>B^{PBC} (-3)</i>	0.02**	0.02**	-0.01*	●
<i>TC (-3)</i>	-0.05***	-0.11***	<i>B^{P^{SER}} (-3)</i>	-0.12	-0.12	◇	◇
			<i>B^{PRES} (-3)</i>	●	-0.02*	●	●
			<i>B^{PBC} (-4)</i>	0.02***	0.02***	-0.01***	-0.01***
<i>TC (-4)</i>	-0.02**	●	<i>B^{P^{SER}} (-4)</i>	0.01	0.01	◇	◇
			<i>B^{PRES} (-4)</i>	-0.04***	-0.04***	-0.02	0.03
			<i>E</i>	◇	◇	●	●
<i>E</i>	-0.67	-0.03***	<i>E (-1)</i>	◇	◇	-0.02*	●
<i>E (-1)</i>	1.33**	●	<i>E (-2)</i>	-0.04***	●	◇	◇
<i>E (-2)</i>	●	0.02***	<i>E (-3)</i>	0.04**	●	-0.03***	-0.03***
<i>E (-3)</i>	-1.78**	-0.04***	<i>E (-4)</i>	-0.05***	●	◇	◇
<i>E (-4)</i>	0.95	●	<i>P</i>	◇	◇	0.14*	●
<i>P</i>	-0.07**	●	<i>P (-1)</i>	●	0.08	●	●
<i>P (-1)</i>	●	●	<i>P (-2)</i>	●	●	◇	◇
<i>P (-2)</i>	●	-0.15**	<i>P (-3)</i>	●	0.08	◇	◇
<i>P (-3)</i>	●	0.08	<i>P (-4)</i>	0.05	●	-0.10*	●
<i>P (-4)</i>	0.13***	-0.11*					
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; ◇ não incluída (vide Tabela 3); ● excluída segundo o critério de Schwarz.

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

Os resultados da Tabela 5 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.⁵⁹ 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.

Tabela 5. 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>			<i>Y^{CH}</i>	-0.11	-0.12	Nulo	Nulo
		<i>Y^{BR/USA}</i>			<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	
		<i>Y^{BR/USA} (-t)</i>			Nulo	Nulo	-0.32	Nulo	
	TOTAL		-0.00	-0.38		-0.46	-0.31	-0.26	-0.11
Contas do Balanço de Pagamentos	Curto Prazo	<i>TC</i>	0.02	0.13	<i>Bp^{BC}</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
		<i>Bp^{SER}</i>			<i>Bp^{SER}</i>	Nulo	Nulo	Nulo	Nulo
		<i>Bp^{RES}</i>			<i>Bp^{RES}</i>	Nulo	Nulo	0.05	Nulo
	Longo Prazo	<i>TC (-t)</i>	-0.04	-0.11	<i>Bp^{BC} (-t)</i>	0.06	0.06	0.00	0.02
		<i>Bp^{SER} (-t)</i>			-1.17	Nulo	Nulo	Nulo	
		<i>Bp^{RES} (-t)</i>			-0.04	-0.06	Nulo	Nulo	
	TOTAL		-0.02	0.02		-1.15	0.00	0.05	0.02
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 na Tabela 5.

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 oscilou 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). 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 2.4 (todavia, a literatura também prevê possíveis efeitos positivos).⁶⁰ Quanto à taxa de câmbio, verificou-se

⁵⁹ 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.

⁶⁰ Cabe destacar que nenhum efeito de curto prazo foi verificado nos modelos aplicados à economia brasileira.

um impacto negativo em todos os modelos. Desta forma, uma desvalorização cambial tende a diminuir a abertura de processos *antidumping* nos dois países.⁶¹ 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 2.4, de que o instrumento AD seria evitado em momentos de elevação nos preços a fim de 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 *antidumping* (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 influenciadas 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 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 macroeconômica 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

⁶¹ 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.

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.

Referências

- AGGARWAL, A. *Macroeconomic determinants of antidumping: A comparative analysis of developed and developing countries*. *World Development*, 32(6):1043–1057. 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 n°. 8398, 2001.
- 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. IPEA, 2006.
- CAMERON, A. C. & TRIVEDI, P. K. *Regression-based Tests for Overdispersion in the Poisson Model*. *Journal of Econometrics*, 46, 347–364. 1990.
- CASTILLO J.; PÉREZ-CASANY, M. *Overdispersed and Underdispersed Poisson Generalizations*. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 134, pp. 486-500. 2005.
- 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.
- DECOM - Departamento de Defesa Comercial. **Relatório DECOM 2011**. Brasília: MDIC, 80p. 2011.
- EFRON, B. *Double Exponential Families and Their Use in Generalized Linear Regression*. *Journal of the American Statistical Association*, Vol 81, pp. 709-721. 1986.
- 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.
- 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. 2012.
- 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.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 3rd Ed. Prentice Hall. 1997.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5th 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.
- 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: World Economic Outlook Database*. Disponível em: www.imf.org. Acesso em 2013.
- INDEC - *Instituto Nacional de Estadística y Censos de Argentina*. Disponível em: www.indec.mecon.ar. Acesso 2013.

- IPEADATA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: www.ipeadata.gov.br. Acesso em 2013.
- 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°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.
- 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.
- 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.
- MIND/SSPGE. *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial*. Disponível em: www.comercio.gov.ar. Acesso em 2011
- MIRANDA, P. *Aplicação do direito Antidumping e o impacto sobre as exportações brasileiras*. IPEA/CEPAL. 2003.
- 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.
- NBSC - *National Bureau of Statistics of China*. Disponível em: www.stats.gov.cn/english/statisticaldata. Acesso em 2013.
- NIELS, G. & FRANCOIS, J. *Business cycles, the exchange rate and demand for antidumping in Mexico*. *Review of Development Economics*, 10(3):388–399. 2006.
- 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*. *NBER. Working Paper*, 7.404. 1999.
- 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, N° 1, p. 033-050, 2012.
- SALA-I MARTIN, X. X. *I just ran four million regressions*. *NBER Working Paper n°*. 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.
- 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.
- TAKACS, W. E. *Pressures for Protectionism: an Empirical Analysis*. *Economic Inquiry*. 19:687–93. 1981.
- TREBILCOCK, M. e HOWSE, R. *The regulation of international trade*. 2nd. ed. London: Routledge, 2002.
- VASCONCELOS, C. R. F. e FIRME, V. A. C. *Efetividade do Instrumento Antidumping no Brasil entre 1990 e 2007*. *Economia* 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.
- 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 Fórum*. 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. & Schimidt, P., editors, *Handbook of Applied Econometrics*, Blackwell, Malden, MA. p. 352–406. 1996.
- WTO - *World Trade Organization: Trade Topics/Anti-Dumping*. Disponível em: www.wto.org. Acesso em 2013.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers?* University of Glasgow: Economics School, WP 2002_15. Oct. 2002.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers to discuss at Doha?* *The World Economy*, 27(3):403-433. 2004.