

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‡

Área 4: Economia Internacional

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 qualquer influencia macroeconômica. Como este tipo de análise geralmente não conta com grandes amostras, optou-se por selecionar as variáveis relevantes com base no teste de Sala-i-Martin (1997), fato que permitiu superar os demais artigos no que se refere à inclusão de variáveis. Conforme recomenda-se, os modelos foram estimados via regressão de Poisson. Os resultados revelaram que variações na balança comercial e na renda da China e dos EUA afetam a abertura de casos AD no Brasil. Já, o câmbio, renda interna, balança de serviços, reservas internacionais e inflação não têm efeito algum. Quanto à Argentina, verificou-se a existência de um efeito inercial associado à abertura de processos AD. Ademais, a renda da China e do Resto do Mundo, a conta de serviços e as reservas apresentaram impacto negativo, enquanto a balança comercial e a inflação impactaram positivamente. De modo geral, tanto o Brasil quanto a Argentina sofrem influência de fatores macroeconômicos. Contudo, esta influencia parece ser mais intensa na Argentina.

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 showed that variations in the trade balance and income from China and the U.S. affect the opening of AD cases in Brazil. Furthermore, the exchange rate, the national income, the balance of services, the international reserves and the inflation have no effect. Regarding Argentina, it was found that there is an inertial effect associated to the opening of AD cases. Moreover, the Chinese and the Rest of the World income, the service account and the reserves had a negative impact, while the trade balance and inflation were positively correlated to AD opening. Generally, both Brazil and Argentina are influenced by macroeconomic factors. However, this influence appears to be more intense in Argentina.

Keywords: Antidumping, Macroeconomic Variables, Policy Effectiveness.

Classificação JEL: F10; F13; F14; F15.

* Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGEA/UFJF.

† 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.

Outro ponto relevante refere-se à seleção das variáveis utilizadas. Geralmente, as variáveis macroeconômicas e suas defasagens são definidas e incluídas arbitrariamente nos modelos econométricos a fim de verificar a influencia destas sobre a abertura de processos AD. Além disso, enquanto alguns autores consideraram as variáveis explicativas em sua forma bruta (nível), como Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011), outros preferiram trabalhar com suas respectivas variações (KNETTER e PRUSA, 2003; AGGARWAL, 2004). 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 em países da América do Sul considerados pouco tradicionais na prática *antidumping*. Para tanto, considerou-se os principais usuários do mecanismo AD deste continente (*i.e.*: Brasil e Argentina).

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

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.

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

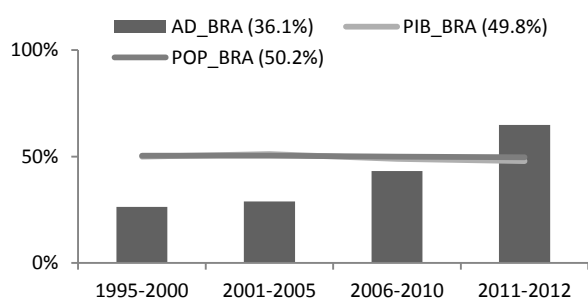
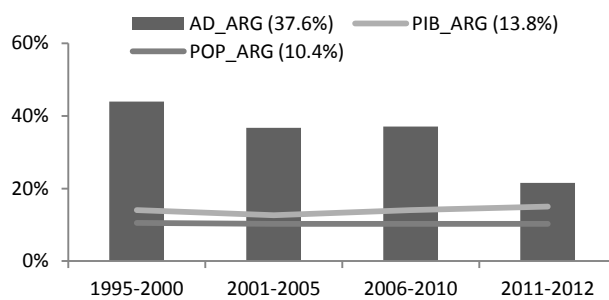


Gráfico 2. Participação argentina no PIB, na População e no Total de casos AD iniciados na América do Sul entre 1995 e 2012.



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

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

2) Além disso, o presente artigo utiliza uma versão menos restritiva do método de Levine e Renelt (1992), proposto por Sala-i Martin (1997), de modo a efetuar uma escolha mais robusta das variáveis. Devido à dificuldade em se obter grandes séries para a realização deste tipo de análise, alguns autores acabam incluindo poucas variáveis no modelo e/ou considerando um número pequeno de defasagens no intuito de evitar uma perda de graus de liberdade que comprometa as estimações. Desta forma, a utilização dos métodos mencionados acima, permitiu testar um número maior de variáveis considerando um nível aceitável de defasagens.³ Segundo Coelho e Figueiredo (2007), estes métodos são, na realidade, algoritmos que ajudam a identificar quais variáveis devem compor o modelo. Uma vez selecionadas, as variáveis relevantes foram incluídas em um modelo de regressão do tipo *Poisson* que, segundo Greene (1997), é ideal para casos em que a variável dependente representa um evento discreto não negativo.

Vale ressaltar que, no caso da Argentina, não foram encontrados trabalhos que analisassem a efetividade do instrumento *antidumping*. Para o Brasil, pode-se citar o artigo de Vasconcelos e Firme (2011), onde a relação entre variáveis macroeconômicas e o número de casos AD não foi significativa. Logo, como a presente pesquisa considerou um número maior de variáveis e incluiu mais defasagens, espera-se que seja possível comparar os resultados deste trabalho com os demais obtidos na literatura de modo a avaliar seus possíveis ganhos. Dadas as considerações mencionadas, o trabalho está organizado da seguinte forma: 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 2010.⁴

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

³ 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".

⁴ 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.

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.⁵

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
1995	5	29	2	4	3	12	0	2	8	9
1996	17	25	1	4	6	18	0	2	5	17
1997	15	15	0	12	2	3	0	1	5	11
1998	22	6	2	5	19	13	0	0	9	12
1999	18	28	9	6	5	6	0	4	2	2
2000	10	44	0	8	9	16	0	0	8	7
2001	18	27	0	21	11	14	6	3	7	2
2002	16	14	0	26	5	23	0	2	12	12
2003	17	5	0	0	9	19	0	1	5	2
2004	13	17	0	1	12	5	0	0	7	2
2005	13	18	0	2	9	8	2	3	3	2
2006	23	19	0	2	7	15	0	1	6	6
2007	18	14	7	5	19	11	1	0	2	3
2008	28	30	9	3	15	14	2	3	3	4
2009	18	28	7	26	19	15	0	4	9	1
2010	40	14	0	8	12	15	0	1	3	6
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.

Embora os números mencionados já tracem um perfil da unidade reguladora de cada país, as maiores diferenças foram verificadas nos percentuais de medidas que auferem o benefício de direitos provisórios (39,9% na Argentina, contra 12,7% no Brasil) e naquelas em que o requerente e o afetado optam por fazer um acordo de preços (8,1% e 3,8%, respectivamente).⁶ 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).

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

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

⁵ 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.

⁶ Caso em que as empresas estrangeiras citadas nos processos de *dumping* voluntariamente acordam em alterar seus preços.

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

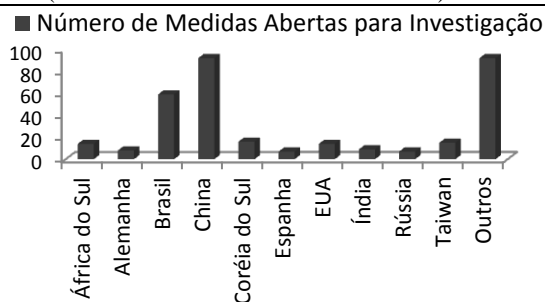
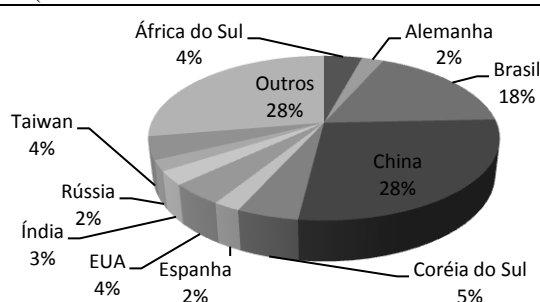


Gráfico 4. Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Argentina por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



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

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

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

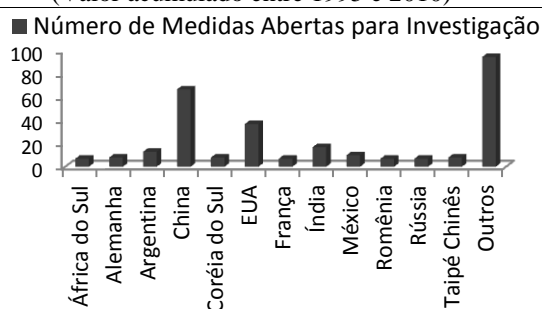
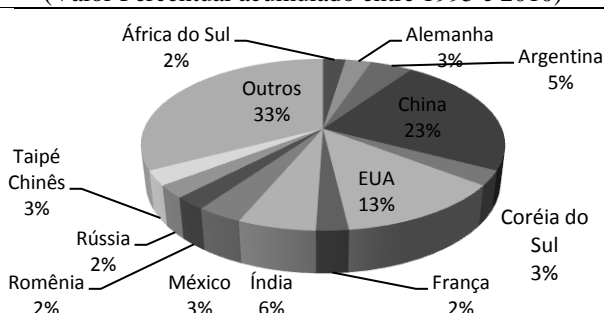


Gráfico 6. Medidas *Antidumping* Abertas pela Unidade Reguladora Brasileira por país investigado (Valor Percentual acumulado entre 1995 e 2010)



Fonte: Elaboração via dados do DECOM (2011)

Fonte: Elaboração via dados do DECOM (2011)

O Gráfico 7 revela a evolução anual do número de casos AD abertos pela Argentina, entre 1995 e 2010, com discriminação para os 2 principais países alvo destas medidas (China e Brasil, neste caso). É possível perceber que o ano de 2000 foi o mais intenso em termos de abertura de processos AD. Somente neste ano a Argentina abriu 44 investigações. No entanto, isto se deveu pouco à maior incidência de casos envolvendo o Brasil ou a China. Além disso, os dados mostram que os processos abertos contra Brasil e China apresentavam trajetórias semelhantes até o ano de 2000. Após este ano, o número de casos contra a China cresceu e, com exceção de 2006, passou a ser superior aos casos envolvendo o Brasil até o final do período analisado. Para verificar esta mudança, basta dividir a amostra em dois períodos de 8 anos (1995-2002 e 2003-2010). Neste caso, verifica-se que no primeiro período, a média de casos contra o Brasil e China foi, respectivamente, 4,4 e 4,6. No período seguinte a média brasileira diminuiu para 3, enquanto a chinesa aumentou para 6,9. A elevação nos casos envolvendo a China parece estar na contramão da tendência de utilização do instrumento AD na Argentina. É possível notar que, em média, a Argentina abriu 23,5 casos ao ano entre 1995 e 2002. Já em 2003-2010, a média anual cai para 18,1 casos ao ano.

No Brasil, 2010 foi o ano em que mais se abriu processos AD (40 casos), seguido pelos anos de 2008 (28 casos) e 2006 (23 casos), respectivamente (GRÁFICO 8). Portanto, parece que a Argentina está diminuindo a abertura de casos enquanto o Brasil está aumentando (entre 1995-2002 a média brasileira foi de 15,1 casos ao ano, enquanto no período seguinte foi de 21,3). Este crescimento atingiu os EUA, a China e, até mesmo, o grupo dos demais países. A média anual de casos envolvendo estas economias passou de 2,1, 2,3 e 10,8, entre 1995-2002, para 2,5, 6,1 e 12,6 em 2003-2010, respectivamente.

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

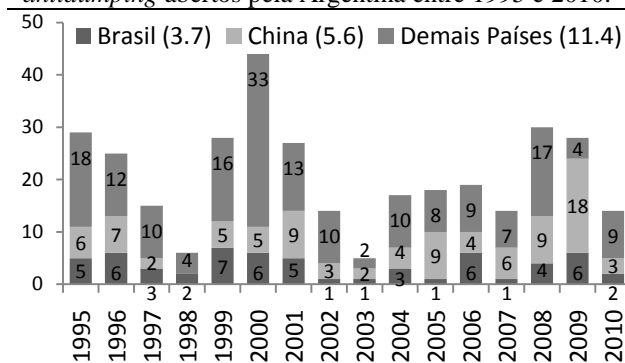
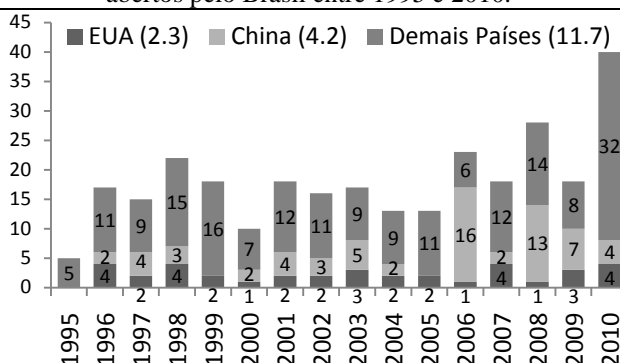


Gráfico 8. Evolução Anual do nº de casos *antidumping* abertos pelo Brasil entre 1995 e 2010.

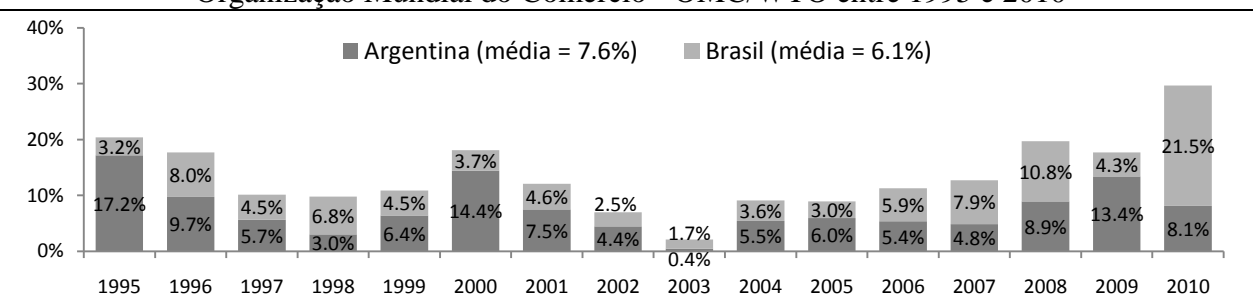


Nota: Valores entre parênteses representam a média anual.

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

O Gráfico 9 mostra a participação brasileira e argentina no total de casos 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), é possível notar o Brasil tem crescido em termos relativos. Nos últimos 5 anos da amostra, o Brasil só não abriu mais casos que a Argentina em 2009. Em 2010, o total de casos iniciados pela autoridade brasileira representou mais de 1/5 do total de casos abertos no mundo.

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



Fonte: WTO (2013).

2. 3. A influência de Fatores Macroeconômicos na abertura de processos *antidumping*⁷

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.⁸ Posteriormente, Leidy (1997) comprovou que o número de medidas *antidumping* e compensatórias⁹ 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. Todavia, Feinberg (1989), analisando a economia dos EUA entre 1982 e 1987, encontrou uma relação negativa entre o câmbio e o número de

⁷ 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).

⁸ 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*".

⁹ Que visa compensar o efeito de um subsídio danoso ao comércio.

processos AD. Em estudo mais recente, utilizando dados de EUA, União Européia, Austrália e Canadá para o período de 1980 e 1998, Knetter e Prusa (2003) concluíram que a apreciação do 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.¹⁰ 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.¹¹

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.¹² Enquanto isso, a abordagem do preço-base,¹³ 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.¹⁴

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

¹⁰ "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).

¹¹ "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).

¹² Quando o preço cobrado no mercado interno está abaixo de uma estimativa de custo mais um retorno normal.

¹³ 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.

¹⁴ Aggarwal (2004) incluiu apenas a variação das importações e a participação da balança comercial no comércio total do país.

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.¹⁵

Os trabalhos analisados até aqui revelam que a abertura de processos *antidumping* 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. Conforme coloca Vasconcelos e Vasconcelos (2005), a legislação *antidumping* poderia favorecer o comportamento anti-competitivo, alterando a dinâmica de preços de um determinado segmento. Neste caso, a diminuição da concorrência pressionaria os preços deste segmento para cima. Fato que poderia influenciar, em maior ou menor escala, o nível de preços internos. Assim, em um período de pressão inflacionária, a autoridade reguladora poderia ficar menos inclinada a iniciar um número elevado de processos *antidumping*.¹⁶

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 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

Procurando verificar se fatores macroeconômicos influenciam a abertura de processos *antidumping* no Brasil e na Argentina no período de 1995 a 2010, empregou-se um modelo semelhante àquele proposto por Niels e Francois (2006) e Vasconcelos e Firme (2011). Estes últimos utilizaram um modelo de defasagem distribuída sem nenhum termo auto-regressivo. Já o modelo de Niels e Francois (2006) inclui variáveis com defasagens e um termo auto-regressivo, fazendo com que a aplicação fique semelhante a um modelo Auto-Regressivo de Defasagens Distribuídas (ARDL).¹⁷ Como é provável que exista alguma inércia associada à abertura de processos *antidumping*, de modo que os casos AD iniciados em t-1 poderiam influenciar a abertura em t, optou-se por utilizar o modelo ARDL. Além disso, no intuito de conferir maior robustez ao modelo, as variáveis explicativas foram selecionadas com base no teste de robustez proposto por Sala-i Martin (1997). Uma vez definidas as variáveis do modelo, o mesmo foi estimado através de um modelo de contagem (*count model*) do tipo Poisson. Nas palavras de Aggarwal (2004, p.1049): "*The Poisson regression model, a non-linear model, is widely used for such data.*"¹⁸

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.¹⁹ 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 [$N \sim (0, S^2)$].²⁰

¹⁵ 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).

¹⁶ A hipótese levantada é que, enquanto firmas nacionais e estrangeiras concorrem abertamente pelo mercado interno, o nível de preços fica próximo ao seu limite inferior (lucro reduzido). Porém, caso um setor consiga obter uma medida AD é provável que a falta de concorrência externa faça com que as empresas deste setor, paulatinamente, aumentem os preços internos.

¹⁷ Sigla referente ao termo em inglês: *Auto-Regressive Distributed Lag*.

¹⁸ Knetter e Prusa (2003) e Vasconcelos e Firme (2011) também utilizaram a especificação de Poisson em seus trabalhos.

¹⁹ Esta informação pode ser importante para os formuladores de política econômica, pois é possível mensurar quanto da modificação acontecerá no instante em que ela ocorre e quanto ocorrerá nos períodos seguintes.

²⁰ 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, obtêm-se o impacto de longo prazo ou impacto total que é dado pela soma dos betas e tetas.

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)

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

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

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

$$\text{Logo, o EMV para o modelo de Poisson é: } \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^n \{ [y_i - \exp(X_i'\beta)] X_i \} = 0 \quad (5)$$

Para que este estimador seja consistente e eficiente, o Modelo de Poisson impõe que $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) = E(y_i|X_i'\beta)$. Contudo, esta hipótese é frequentemente violada. O caso mais comum é a super-dispersão (*overdispersion*) e ocorre quando $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$.²¹

A fim de verificar esta hipótese, Cameron e Trivedi (1990), desenvolveram um teste que consiste em regredir $(\varepsilon_i^2 - y_i)$ contra \hat{y}_i^2 após ter estimado o modelo de Poisson.²² 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.²³ 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)

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

Assumindo que u_i tem uma distribuição Gama, do tipo: $\{g(u_i) = [\theta^\theta / \Gamma(\theta)] e^{-\theta u_i} u_i^{\theta-1}\}$, é possível mostrar que esta distribuição tem uma média condicional (λ_i) e uma variância condicional $\{\lambda_i [1 + \lambda_i (1/\theta)]\}$. Assim, o modelo Binomial Negativo é capaz de acomodar a super-dispersão, visto que sua especificação aceita que $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) > E(y_i|X_i'\beta)$.

2.4.2 Seleção das Variáveis e Defasagens

²¹ Segundo Wooldridge (2002), o caso em que $\text{Var}(y_i|X_i'\beta) < E(y_i|X_i'\beta)$ 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).

²² Onde \hat{y}_i é o valor estimado de y_i através do modelo de Poisson e $\varepsilon_i^2 = (y_i - \hat{y}_i)^2$.

²³ Outros testes para verificar Super-Dispersão foram desenvolvidos por Lee (1986), Gurmu (1991) e Wooldridge (1996).

Conforme mencionado, o método de seleção das variáveis proposto por Sala-i Martin (1997) permitiu a inclusão de um número maior de variáveis e defasagens no modelo, mesmo contando com poucas observações no banco de dados. Segundo Jensen e Würtz (2006, p.2): "*When only small or undersized samples are available for the analysis, researchers often have to work with models of relatively low dimension.*" Assim como ocorre no presente trabalho, o número reduzido de observações impedia que mais variáveis fossem incluídas no modelo (haveria mais parâmetros a serem estimados que observações). Neste caso, os autores sugerem que: "*Faced with this problem, some researchers choose a low-dimensional model using a model selection criterion (e.g.: AIC and BIC). Others consider a (large) number of low-dimensional models and use sensitivity analysis to assess the "robustness" of the variable of interest [e.g.: Levine and Renelt (1992) and Sala-i-Martin (1997)]*" (JENSEN E WÜRTZ, 2006, p.2). Desta forma, a utilização dos métodos mencionados possibilitaria incluir e testar um número maior de variáveis. Assim, as cinco variáveis apresentadas na Equação 1 foram desagregadas em um total de 28, conforme demonstrado no Quadro 1. Espera-se que tal desagregação minimize a possibilidade de viés de agregação (*aggregation bias*)²⁴ que geralmente está associado a dados macroeconômicos.²⁵

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).²⁶

Entretanto, o período de influência das variáveis poderia ser ainda maior que 1 ano. No caso da Argentina, basta analisar os relatórios semestrais do MIND/SSPGE (2011) para notar que, em boa parte dos casos, os indícios de *dumping* e dano são constatados para períodos anteriores a 2 anos (contados a partir da abertura do processo).²⁷ No Brasil, a Portaria SECEX nº. 25, de 30 de julho de 2012 revela que a comprovação de dano pode incluir informações de até 60 meses anteriores a abertura do processo.²⁸ Esta

²⁴ 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 heterogêneos. Tome-se como exemplo o efeito da renda externa (Y*) sobre a abertura de casos *antidumping* (AD). Logo, poderia haver viés de agregação se a renda externa de alguns países apresentasse uma trajetória diferente daquela verificada nos demais. Neste cenário estar-se-ia agregando informações heterogêneas que, segundo Stoker (1993) e Glaeser *et all* (2003), poderiam afetar a magnitude dos coeficientes estimados.

²⁵ Segundo Resende Filho *et all* (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".

²⁶ 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).

²⁷ Cabe ressaltar que o MIND/SSPGE (2011) passou a divulgar a investigação para dano e *dumping* no período de pré-abertura do processo apenas a partir do 1º Semestre de 2009. Nos relatórios anteriores esta informação não está disponível.

²⁸ No caso da Argentina, a análise de dano à indústria interna é responsabilidade da Comissão Nacional de Comércio Exterior – CNCE. Já a caracterização de *dumping* é realizado pela Subsecretaria de Políticas e Gestão Comercial – SSPGC. No Brasil, ambos são analisados pelo Departamento de Comércio - DECOM.

falta de definição sobre o período de influência das variáveis em um modelo que não é bem definido em termos teóricos gera um novo problema. O fato é que, quando não se sabe ao certo qual período e quais variáveis são relevantes para explicar o modelo, geralmente opta-se por incluir o maior número de variáveis e defasagens possíveis. Porém, a própria correlação existente entre as variáveis pode levar o modelo a aceitá-las como relevantes quando na realidade não o são (e vice-versa). Coelho e Figueiredo (2007, p.339) expressam bem esta questão. Segundo eles: "Mesmo que o pesquisador inclua um grande número de variáveis de forma a evitar a omissão de variáveis, ao realizar algumas regressões combinando as variáveis disponíveis, ele se deparará com situações onde uma variável que era significativa em determinada regressão, deixa de sê-la quando incluímos ou excluimos algumas variáveis".

Logo, visando contornar esta questão e conferir maior robustez à escolha das variáveis, propõe-se a utilização da versão menos restritiva do teste de Levine e Renelt (1992) proposta por Sala-i Martin (1997). Tal procedimento permite 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).²⁹

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)³⁰, 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.³¹ 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.³²

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 .³³

²⁹ 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.

³⁰ A idéia central de Leamer (1983, 1985) era que uma variável somente poderia se considerada relevante se seu coeficiente apresentasse pouca variação na presença ou ausência de outras variáveis explicativas.

³¹ "*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).

³² A abordagem de Sala-i-Martin (1997) é baseada em toda a distribuição dos coeficientes obtidos para a variável de interesse. Assim, considerando a função de distribuição acumulada (que se assume ser uma normal), é possível verificar como os coeficientes estão distribuídos dos dois lados de zero. Logo, foram consideradas relevantes todas as variáveis em que pelo menos 90% dos coeficientes estavam concentrados em um dos lados de zero.

³³ Como X é composto por três variáveis, o procedimento realizará $\{N! / [(N - 3)! 3!]\}$ regressões para cada variável testada.

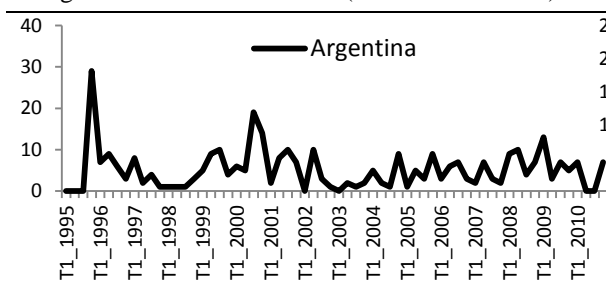
Ambos os testes se baseiam nos valores dos coeficientes β_z e nos seus respectivos desvios-padrão obtidos nas diversas regressões realizadas, mas diferem quanto ao critério utilizado para caracterizar a robustez da variável. O primeiro, proposto por Levine e Renelt, se fundamenta na técnica denominada *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 o teste da 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%).³⁴

2.4.4 Descrição da Base de dados

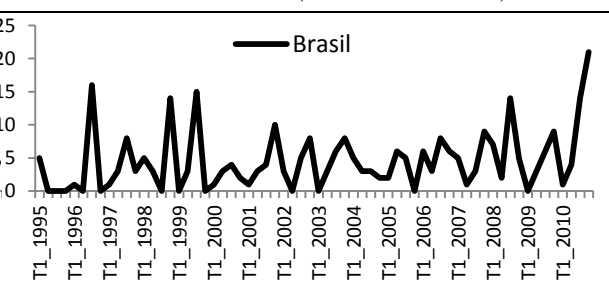
$NI_t \Rightarrow$ é o número de processos *antidumping* abertos e encerrados no período t . Os 333 casos abertos pela unidade reguladora da Argentina entre 1995 e 2010 foram obtidos nos relatórios semestrais do *Ministerio de Industria – Subsecretaría de Política y Gestión Comercial* - MIND/SSPGE (2011).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

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



Fonte: Relatórios do MIND/SSPGE (2011).

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



Fonte: Elaboração via relatórios do DECOM (2011).

$Y_t \Rightarrow$ representa a produção interna bruta (PIB), em moeda nacional, do Brasil e da Argentina. No caso da Argentina, utilizou-se os valores trimestrais, em Pesos argentinos (\$) correntes, da *Dirección Nacional de Cuentas Nacionales* - DNCN,³⁵ disponíveis no *Instituto Nacional de Estadística y Censos* - INDEC (2013).³⁶ Para o Brasil, empregou-se o PIB mensal, em Reais (R\$) correntes, acumulado no trimestre. Estes dados são oriundos do Banco Central do Brasil (BCB) e estão disponíveis na seção de contas nacionais do IPEADATA (2013). Tanto o PIB brasileiro quanto o Argentino foram dessazonalizados utilizando o programa de ajuste sazonal X12, proposto pelo *U.S. Census Bureau*, e disponível no *software* Eviews 5.³⁷ As séries são apresentadas nos Gráficos 12 e 14.

Como se trata de um trabalho exploratório, onde não há um modelo formal bem definido, testou-se não apenas a influência do PIB corrente destes países como também a possibilidade do PIB a preços constantes influenciar a abertura de casos AD. Para tanto, as séries de PIB de Brasil e Argentina foram

³⁴ 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.

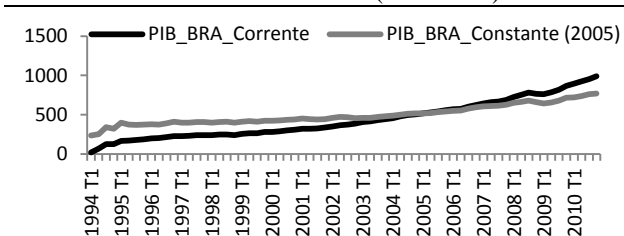
³⁵ Tabela de *Oferta y demanda globales, en millones de pesos a precios corrientes*.

³⁶ 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.

³⁷ Maiores detalhes na seção "*Seasonal Adjustment*" do *EViews 5 User's Guide* (2004, p.324-333).

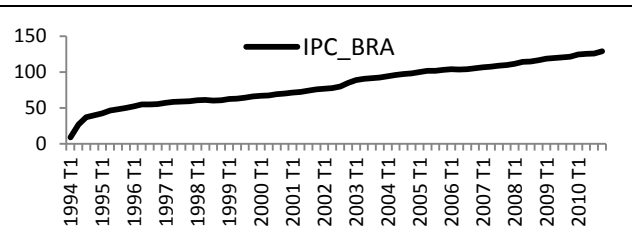
convertidas em valores de 2005 conforme o IPC destes países (GRÁFICOS 12 e 14).³⁸ O IPC argentino, utilizado na conversão, é disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional - *International Financial Statistics* (FMI/IFS). Já no caso do Brasil, foi utilizado IPC da Fundação Getúlio Vargas - FGV.³⁹ Os dois índices estão disponíveis no IPEADATA (2013) e são apresentados nos Gráficos 13 e 15.

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



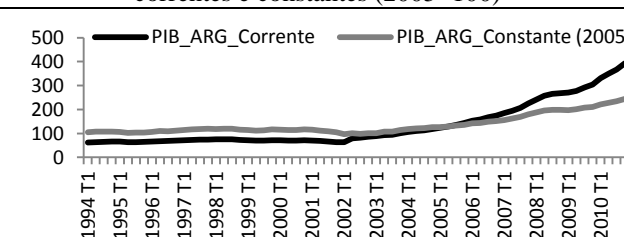
Fonte: BCB, IPEADATA (2013).

Gráfico 13. IPC do Brasil



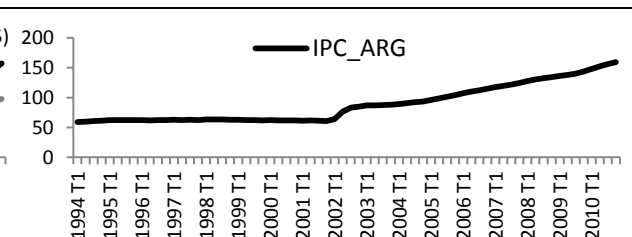
Fonte: FGV, IPEADATA (2013).

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



Fonte: DNCN, INDEC (2013).

Gráfico 15. IPC da Argentina



Fonte: FMI/IFS, IPEADATA (2013).

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

No caso da China, o PIB anual corrente em US\$ de PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), disponibilizado pelo IPEADATA (2013), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral corrente, avaliado em milhões de Yuans, disponível no *National Bureau of Statistics of China* - NBSC (2013). Para evitar problemas de sazonalidade, a série trimestral do NBSC (2013) foi dessazonalizada através do método X12. A fim de obter o PIB a valores constantes, utilizou-se o IPC trimestral chinês do FMI/IFS, disponível no IPEADATA (2013).⁴⁰ Os resultados do PIB em US\$ correntes e constantes estão dispostos no Gráfico 16, enquanto o IPC, com 2005=100, está no Gráfico 17.

Quanto aos EUA, optou-se por utilizar o PIB trimestral dessazonalizado, em milhões de US\$, oriundo do FMI/IFS, disponibilizado pelo IPEADATA (2013). Cabe destacar que, assim como ocorreu com o PIB argentino, a média (e não o somatório) do PIB trimestral dos EUA batia com o montante

³⁸ 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.

³⁹ 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.

⁴⁰ 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 de números-índice, com 2005 = 100. Para tanto:

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

anual. Logo, foi preciso desagregar o PIB anual (em US\$) conforme a distribuição trimestral. Para trazer o PIB a valores de 2005 foi utilizado o IPC trimestral do FMI/IFS disponível no IPEADATA (2013). Para o Brasil foi necessário desagregar o PIB anual em US\$ PPC, do FMI/IFS, com base nos na distribuição trimestral do PIB corrente dessazonalizado, medido em R\$, apresentado no Gráfico 12. Os valores a preços constantes foram calculados com base no IPC do Gráfico 13. Os índices de preços para o Brasil e EUA e o PIB destes países, em US\$ correntes e constantes, estão nos Gráficos 17 e 16 respectivamente.

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.⁴¹ Assim, o PIB anual corrente destes países, valorado em US\$ PPC, oriundo do Banco Mundial - *World Development Indicators* (WDI), foi redistribuído trimestralmente com base na participação do PIB trimestral destes 11 países, avaliado em moeda nacional corrente, disponibilizado pelo FMI/IFS. Tanto as séries anuais quanto as trimestrais estão no IPEADATA (2013).⁴² O somatório resultante, denominado PIB do RM, está exposto no Gráfico 16.⁴³

Gráfico 16. PIB de China, Brasil, EUA e Resto do Mundo - Valores em Bilhões de US\$ correntes e constantes (2005=100)

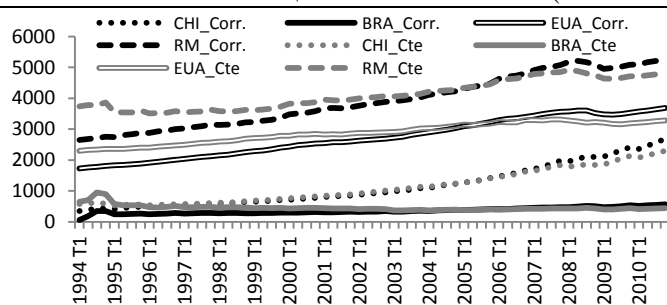
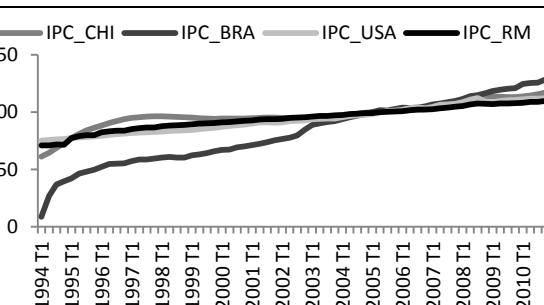


Gráfico 17. IPC da China, Brasil, EUA e Resto do Mundo



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

$\Delta e_t \Rightarrow$ representa a taxa de câmbio real (e).⁴⁴ 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 (GRÁFICOS 13 e 15) foi utilizado no cálculo da inflação interna (P) acumulada no período analisado. O mesmo procedimento foi feito para o resto do mundo (incluindo China e EUA)⁴⁵ de modo a obter um série com a inflação externa acumulada (P^*). O câmbio real e nominal de Brasil e Argentina são apresentados nos Gráficos 18 e 19, respectivamente.

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

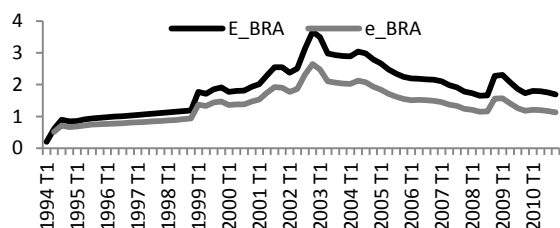
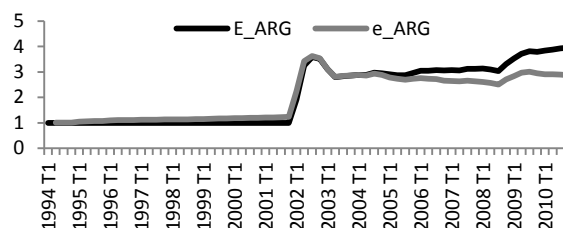


Gráfico 19. Câmbio Real (e) e Nominal (E) da Argentina



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

⁴¹ São eles: Alemanha; Bélgica; Canadá; Coréia do Sul; Espanha; França; Holanda; Itália; Japão; México; Reino Unido.

⁴² O PIB trimestral de 9 destes países já se apresentava dessazonalizado. No caso da Bélgica e da Coreia do Sul, utilizou-se o método de ajuste sazonal X12.

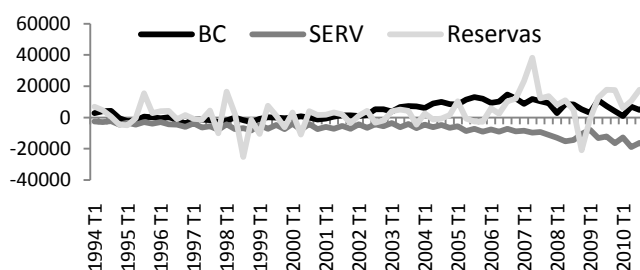
⁴³ Quanto ao IPC do resto do mundo, utilizou-se o IPC trimestral do FMI/IFS de cada um dos países do Resto do Mundo (RM) para converter cada PIB corrente, individualmente, em valores constantes (2005=100). Feito isto, foi possível obter o PIB do RM a preços constantes e deduzir o IPC através da relação $[(PIB^{CTE} / PIB^{Corr.}) * 100]$ (GRÁFICO 17).

⁴⁴ Sendo $e = E(P^*/P)$. Onde E representa o câmbio nominal.

⁴⁵ Este IPC foi calculado da mesma forma que o do Gráfico 15. Porém os EUA e a China foram incluídos no cálculo.

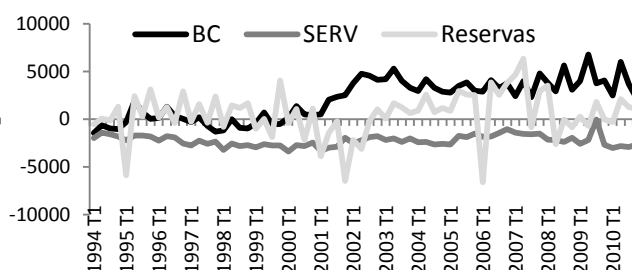
$\Delta TC_t \Rightarrow$ é o saldo trimestral em transações correntes. Porém, optou-se por desagregar esta conta em: Balança Comercial e Balança de Serviços. Além disso, inclui-se a variação das reservas internacionais. Os dados argentinos estão disponíveis no INDEC (2013). Para o Brasil, eles são disponibilizados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

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



Fonte: BCB, IPEADATA (2013).

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



Fonte: DNCN, INDEC (2013).

2. 5. Resultados

Conforme mencionado, foram consideradas 28 variáveis (14 em nível e 14 em diferença) que, segundo a literatura, poderiam afetar a abertura de processos *antidumping*. Como o modelo ainda inclui um termo auto-regressivo (NI_{t-n}) e todas as variáveis foram defasadas em 4 trimestres $\{n=1,2,3,4\}$, seria necessário estimar 145 parâmetros para cada país analisado. Dado que cada amostra contém apenas 64 observações, algumas variáveis precisaram ser excluídas. O primeiro passo consistiu em verificar a estacionariedade das séries (TABELA 2). Como o número de investigações *antidumping* (NI) se mostrou estacionário, $I(0)$, tanto no caso do Brasil quanto na Argentina, foram excluídas do modelo as variáveis não estacionárias $I(1)$. Este processo excluiu quase todas as variáveis em nível, o que talvez justifique a preferência de Knetter e Prusa (2003) e Aggarwal (2004) por trabalhar com tais variáveis em diferença.

A exclusão de 13 variáveis não estacionárias para o Brasil e 12 para a Argentina, reduziu a necessidade de estimação de parâmetros de 145 para 80 e 85, respectivamente. Todavia, estes valores ainda são superiores às 64 observações disponíveis. Desta forma, a influência de cada variável restante sobre o número de casos *antidumping* (NI) foi testada de acordo com o teste proposto por Sala-i Martin (1997), que consiste em regredir a variável dependente NI contra uma variável explicativa "z" qualquer e a combinação, tomada 3 a 3, de todas as variáveis explicativas restantes. Assim, estimou-se diversas regressões para cada variável até que todas as combinações fossem realizadas..

Tabela 2. Teste de Raiz Unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado

Descrição das Variáveis	Brasil						Argentina					
	Variáveis em Nível			Variáveis em Diferença			Variáveis em Nível			Variáveis em Diferença		
	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%	1%	5%	10%
NI	-3,54	-2,91	-2,59	-3,54	-2,91	-2,59	-3,55	-2,91	-2,59	-3,55	-2,91	-2,59
Y_N	I(0)	I(0)	I(0)	-	-	-	I(0)	I(0)	I(0)	-	-	-
Y_C	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Y_N^{CH}	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Y_C^{CH}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
Y_N^{US}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	-	-	-	-	-	-
Y_C^{US}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	-	-	-	-	-	-
Y_N^{BR}	-	-	-	-	-	-	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
Y_C^{BR}	-	-	-	-	-	-	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
Y_N^{RM}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
Y_C^{RM}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
E	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
e	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
BP^{BC}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
BP^{Bs}	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
BP^{Res}	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
P	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados do *Software Eviews*.

Os resultados da Tabela 3 revelam que o câmbio real (Δe) e nominal (ΔE) parecem não afetar o número de processos AD iniciados no Brasil. O teste de Sala-i-Martin (1997) indicou que estas variáveis

não são significativas para o modelo. O mesmo ocorre com a renda nacional, real (ΔY_C) e nominal (ΔY_N), brasileira e a renda nominal do resto do mundo (ΔY_N^{RM}). Nestes casos, a falta de significância ocorreu tanto com as variáveis contemporâneas ($t=0$) quanto defasadas ($t=1,2,3,4$). A inflação (ΔP) e a Balança de Serviços (ΔBP^{BS}) se mostraram significativas apenas defasadas em 4 e 2 períodos, respectivamente. Alternativamente, a renda real da China (ΔY_C^{CH}) e dos EUA (ΔY_C^{US}) e a nominal da China (ΔY_N^{CH}) foram significativas em todas as defasagens ($t = 0, \dots, 4$). O mesmo pode ser dito da Balança Comercial (ΔBP^{BC}). No caso da Argentina, os resultados indicam que a renda real (ΔY_C^{BR}) e nominal (ΔY_N^{BR}) brasileira não tem influência sobre o número de processos AD. O mesmo parece ocorrer com o câmbio real. Já o câmbio nominal parece influenciar o modelo apenas quando defasada em 4 períodos. Assim como ocorreu no Brasil, a Balança Comercial argentina se mostrou significativa em todas as defasagens.

Tabela 3. Resultados do Teste de Robustez para as variáveis do modelo Y

Teste <i>Lag</i>	Brasil										Argentina									
	Casos Positivos (%)					Sala-i Martin (1997)					Casos Positivos (%)					Sala-i Martin (1997)				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
<i>NI</i>	-	11.4	0.0	98.7	99.8	-	n/s	***	***	***	-	100	100	100	100	-	***	***	***	***
ΔY_N	20.9	7.8	98.9	10.6	17.3	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s	86.4	0.4	0.0	12.2	10.3	n/s	***	***	n/s	n/s
ΔY_C	98.3	67.8	97.5	54.9	62.9	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s	96.6	0.2	2.9	95.6	94.4	*	***	***	*	*
ΔY_N^{CH}	100	100	0.3	0.3	99.9	***	***	***	***	***	0.5	10.4	100	63.8	2.7	***	n/s	***	n/s	**
ΔY_C^{CH}	93.7	96.4	0.2	2.2	99.8	*	***	***	***	***	0.1	3.1	96.5	7.1	0.8	***	**	**	n/s	***
ΔY_N^{US}	5.2	88.3	18.6	7.1	0.7	*	n/s	n/s	*	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ΔY_C^{US}	99.7	5.2	0.0	97.5	99.9	***	*	***	**	***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
ΔY_N^{BR}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	77.7	23.5	15.8	44.3	27.6	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s
ΔY_C^{BR}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	27.5	56.2	64.3	15.9	26.3	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s
ΔY_N^{RM}	165	21.0	13.9	41.6	13.9	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s	0.5	32.9	99.9	99.0	1.0	***	n/s	***	***	***
ΔY_C^{RM}	68.5	15.6	0.1	97.8	90.8	n/s	n/s	**	*	*	0.0	12.8	95.9	99.9	1.8	***	n/s	**	***	***
ΔE	10.4	0.3	91.2	3.8	19.9	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s	30.9	96.2	4.6	3.0	2.7	n/s	n/s	n/s	n/s	*
Δe	13.9	4.2	95.8	0.0	12.5	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s	33.3	100	11.2	7.8	6.5	n/s	n/s	n/s	n/s	n/s
ΔBP^{BC}	100	0.0	100	88.1	0.0	***	***	***	*	***	0.0	93.6	95.9	100	100	***	*	**	***	***
ΔBP^{BS}	5.7	100	65.2	0.5	44.4	n/s	*	n/s	n/s	n/s	44.5	92.0	0.0	0.0	99.9	n/s	**	***	***	***
ΔBP^{Res}	97.4	57.4	99.7	98.8	0.0	**	n/s	***	***	***	12.8	3.7	24.1	96.1	0.0	n/s	**	n/s	*	***
ΔP	0.1	0.7	77.4	19.0	0.2	n/s	n/s	n/s	n/s	**	39.3	4.8	1.4	0.2	0.4	n/s	*	***	***	***
BP^{BS}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	70.2	4.7	28.8	0.2	1.6	n/s	**	n/s	***	***
BP^{Res}	100	100	100	100	70.8	***	***	***	***	n/s	0.0	16.8	0.5	99.0	100	***	n/s	***	***	***

Notas: 1) *P*-valor: * <0.10; ** <0.05; *** <0.01; n/s → não significativo. 2) No caso do Brasil, foram testadas 79 variáveis (incluindo as defasadas). Logo, o número de regressões realizadas para cada variável foi: $\{78! / (78-3)!3! = 76.076$. Isto representou um total de 6.010.004 regressões. Para a Argentina, considerou-se 84 variáveis, de modo que se estimou 91881 regressões para cada variável. Um total 7.718.004 regressões para o país.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software* Matlab.

Quanto aos sinais das variáveis, notou-se que há bastante divergência entre o efeito destas variáveis sobre o Brasil e a Argentina. A Balança Comercial (ΔBP^{BC}) fornece um bom exemplo desta disparidade. Enquanto o efeito inicial ($t=0$) desta variável no Brasil é predominantemente positivo (100% dos casos positivos), o efeito na Argentina é negativo (0% dos casos positivos). O efeito desta variável, defasada em 1 e 4 períodos, parece se manter oposto entre os dois países. Outro fato curioso ocorre com a variável dependente defasada (NI_{t-n}) da Argentina. Além de se mostrar significativa em todos os períodos considerados ($t=1, \dots, 4$), seu coeficiente permaneceu positivo em cada uma das defasagens. Este resultado indica 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). Embora os resultados apresentados na Tabela 3 revelem indícios sobre o sinal e significância das variáveis analisadas, tais estimações contaram com um número restrito de variáveis. O fato é que cada regressão incluiu apenas a constante, a variável testada (z) e outras 3 variáveis combinadas 3 a 3. Logo, uma análise mais robusta é necessária.

No intuito de estimar os parâmetros de forma robusta, as variáveis significativas, a 10% de significância da Tabela 3, foram utilizadas em um Modelo de Contagem do tipo Poisson que, conforme mencionado, é ideal para os casos em que a variável de interesse (NI) é composta por poucos números inteiros não negativos. Assim, duas especificações foram consideradas para cada país, onde a diferença básica refere-se às variáveis: renda interna e externa e câmbio. A primeira especificação considerou as variações nominais destas séries enquanto a segunda incluiu apenas variações reais (TABELA 4).

A princípio, apenas as variáveis não significativas, de acordo com o teste de Sala-i Martin (1997), foram excluídas do modelo (\diamond). Contudo, ao se considerar a especificação de Poisson, outras variáveis se mostraram não significativas (\bullet) e foram eliminadas segundo o critério de Schwarz. Desta forma, foi

possível definir quais seriam mantidas no modelo e verificar se o mesmo apresentava Super-dispersão (*Overdispersion*). Conforme apresentado na Tabela 4, apenas a especificação que considerou a renda e câmbio reais para o Brasil apresentou indícios de *Overdispersion* e precisou ser re-estimada através do Modelo Binomial Negativo. Nos demais casos, a especificação de Poisson se mostrou adequada.

Tabela 4. Efeito de Fatores Macroeconômicos sobre o N^o de casos *Antidumping* no Brasil e Argentina

		Overdispersion: não					Overdispersion: sim						
		Brasil					Brasil						
		Poisson - M1 (Renda e Câmbio Nominais)					Binomial Negativo - M2 (Renda e Câmbio Reais)					Efeito Total	
Variáveis		Defasagens					Defasagens					Total	
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	M1	M2
CTE		0.316	-	-	-	-	1.339***	-	-	-	-	N	(+)
NI		◇	◇	●	●	●	◇	◇	●	●	●	N	N
ΔY_n		◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	N	N
ΔY_n^{CH}		●	0.222***	●	●	0.276***	●	0.135**	-0.139***	-0.104**	0.107*	(+)	(-)
ΔY_n^{US}		●	◇	◇	●	-0.375***	●	●	●	-0.213	●	(-)	N
ΔY_n^{RM}		◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	●	0.221**	●	N	(+)
ΔE		◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	N	N
ΔBP^{BC}		●	-0.009***	0.022*	●	-0.014***	●	-0.013***	0.030**	●	-0.009***	(-)	(+)
ΔBP^{Bs}		◇	●	◇	◇	◇	◇	●	◇	◇	◇	N	N
ΔBP^{Res}		●	◇	●	●	●	0.061	◇	●	●	●	N	N
ΔP		◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	N	N
BP^{Res}		●	●	●	0.030*	◇	●	0.002*	●	●	◇	(+)	(+)
		R = 0.56 ; \hat{R} = 0.50 ; AIC = 5.15 ; SC = 5.43					R = 0.58 ; \hat{R} = 0.48 ; AIC = 5.05 ; SC = 5.50						
		Overdispersion: não					Overdispersion: não						
		Argentina					Argentina						
		Poisson - M3 (Renda e Câmbio Nominais)					Poisson - M4 (Renda e Câmbio Reais)					Efeito Total	
Variáveis		Defasagens					Defasagens					Total	
		0	1	2	3	4	0	1	2	3	4	M3	M4
CTE		0.475	-	-	-	-	-0.199	-	-	-	-	N	N
NI		-	0.022*	0.059***	0.036***	0.021*	-	●	0.055***	0.041***	0.026**	(+)	(+)
ΔY_n		◇	●	●	◇	◇	0.080**	●	●	●	0.077**	N	(+)
ΔY_n^{CH}		-0.140***	◇	0.100**	◇	●	-0.123***	●	●	◇	●	(-)	(-)
ΔY_n^{BR}		◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	◇	N	N
ΔY_n^{RM}		●	◇	◇	●	-0.333***	●	◇	●	●	-0.213***	(-)	(-)
ΔE		◇	◇	◇	◇	-0.039**	◇	◇	◇	◇	◇	(-)	N
ΔBP^{BC}		●	0.016*	●	●	0.016*	●	●	0.017*	0.014**	0.021***	(+)	(+)
ΔBP^{Bs}		◇	-0.031**	◇	-0.016***	●	◇	-0.019*	●	-4.190**	●	(-)	(-)
ΔBP^{Res}		◇	◇	◇	◇	-0.038***	◇	◇	◇	◇	-0.039***	(-)	(-)
ΔP		◇	0.054**	●	●	0.141**	◇	0.068**	●	●	●	(+)	(+)
BP^{Bs}		◇	●	◇	-0.315***	0.294***	◇	0.029**	◇	-0.250***	0.179**	(-)	(-)
BP^{Res}		●	◇	●	●	0.011***	●	◇	●	●	0.014***	(+)	(+)
		R = 0.68 ; \hat{R} = 0.54 ; AIC = 4.64 ; SC = 5.30					R = 0.74 ; \hat{R} = 0.64 ; AIC = 4.57 ; SC = 5.23						

Legenda: P-valor: * < 0.10; ** < 0.05; *** < 0.01. ● variável excluída via critério de Schwarz; ◇ variável não incluída (vide Tabela 3); **Notas:** 1) Para melhor visualização, os coeficientes associados ao Balanço de Pagamentos (BP) foram multiplicados por 100. 2) Todos os modelos continham 64 observações. (1995T1-2010T4). Porém, após as defasagens, este valor caiu para 60. 3) A fim de testar a *Overdispersion* usou-se o teste de Cameron e Trivedi (1990).

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software Eviews*.

Em se tratando de Brasil, os resultados indicaram que além do câmbio real (Δe) e nominal (ΔE), da renda interna real (ΔY_C) e nominal (ΔY_N) e da renda nominal do resto do mundo (ΔY_N^{RM}), que já haviam se mostrado não significativas na Tabela 3, a inflação (ΔP), a variação das reservas internacionais (ΔBP^{Res}) e da balança de serviços (ΔBP^{Bs}) também parecem não influenciar a abertura de processos AD em nenhuma defasagem. Além disso, o fato do termo auto-regressivo (NI_{t-n}) ter sido eliminado do modelo indica que não há um efeito inercial envolvendo a abertura de processos no Brasil. Dentre as variáveis significativas, considerando o modelo com renda e câmbio nominiais, nota-se que a renda nominal da China (ΔY_n^{CH}) e dos EUA (ΔY_n^{US}) foram significativos, porém obtiveram sinais contrários. Enquanto o crescimento da renda nominal chinesa tende a aumentar o número de casos AD iniciados no Brasil, a dos EUA parece agir no sentido oposto. Contudo, a especificação que considerou a renda e câmbio reais indicou que variações na renda real dos EUA (ΔY_C^{US}) não afetam os casos AD no Brasil. Já a renda real chinesa (ΔY_C^{CH}) permaneceu significativa, embora seu impacto total tenha sido negativo. A variação da balança comercial (ΔBP^{BC}) e o saldo das reservas internacionais (BP^{Res}) foram significativos em ambas as especificações. Entretanto, não fica claro se o efeito total da balança comercial é negativo ou positivo, visto que o mesmo se altera dependendo da especificação.

No que se refere à Argentina, novamente há um indício de efeito inercial associado à abertura de processos *antidumping* (NI_{t-n}). Assim como o resultado da Tabela 3, parece que quanto mais medidas

AD tiverem sido iniciadas na Argentina no passado maior será um número de casos abertos na atualidade. Além disso, os resultados das duas especificações consideradas, diferentemente do Brasil, apresentaram poucas divergências em termos de efeito total (somatório dos coeficientes estimados). O crescimento da renda nominal (ΔY_n^{CH}) e real (ΔY_c^{CH}) da China parece influenciar negativamente o número de casos AD iniciados na Argentina. O mesmo ocorre com a renda nominal (ΔY_n^{RM}) e real (ΔY_c^{RM}) do resto do mundo. Portanto, ambas as variáveis utilizadas para captar a renda externa (Y^*) parecem convergir neste sentido. A desagregação do Balanço de Pagamentos em balança comercial, de serviços e saldo em reservas revelou que, em ambas as especificações, uma variação positiva na balança comercial (ΔBP^{BC}) tende a aumentar a abertura de casos AD. Enquanto isso, uma melhora na conta de serviços (ΔBP^{BS}) e nas reservas (ΔBP^{RES}) parece impactar negativamente. No que se refere à inflação (ΔP), parece que uma elevação dos preços aumentaria a abertura de casos AD. Por fim, tanto o nível da conta serviços (BP^{BS}) quanto as reservas internacionais (BP^{RES}) também foram significativas (TABELA 4).

No que se refere ao sinal das variáveis, encontrou-se alguma divergência em relação ao que a literatura propunha (ver Equação 1). O fato é que, como a mesma variável pode apresentar impactos distintos, dependendo do nível de defasagem, seu efeito total fica muito susceptível à significância dos parâmetros associados a cada nível de defasagem. Tais divergências estão associadas aos coeficientes obtidos para a renda interna e inflação, na Argentina, e algumas contas do balanço de pagamento em ambos os países. Além disso, os resultados da Tabela 4 revelaram que, de modo geral, tanto a autoridade reguladora do Brasil quanto a da Argentina são afetadas por fatores macroeconômicos. Porém, dado o poder de explicação dos modelos, nota-se que tal influência parece ser mais intensa no caso argentino.

Conclusão

Este trabalho teve por objetivo analisar a influência de fatores macroeconômicos sobre a abertura de processos *antidumping* (AD) no Brasil e na Argentina. Uma vez que o instrumento *antidumping* foi desenvolvido no intuito de corrigir as distorções provocadas pelo comércio desleal (caso em que uma firma ou setor estrangeiro adentra em determinado mercado doméstico visando eliminar ou enfraquecer a concorrência local), a constatação de que as unidades reguladoras de alguns países (responsáveis pela abertura e aplicação do direito AD) estão sendo influenciadas por fatores macroeconômicos, indicaria um "mau uso" deste instrumento, uma vez que haveria um desvio em relação ao seu objetivo principal.

Embora a abertura de processos AD tenha um caráter técnico, a literatura reconhece que as unidades reguladoras podem ser pressionadas por fatores macroeconômicos. Isto ocorreria, em parte, devido à pressão protecionista (contrária à importação de produtos estrangeiros) que geralmente ocorre em períodos de recessão econômica ou apreciação cambial. Neste sentido, o mecanismo *antidumping* 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* (*i.e.*: EUA, União Européia, Austrália e Canadá). No caso do Brasil, apenas o artigo de Vasconcelos e Firme (2011) aborda esta questão. Embora estes autores não tenham encontrado nenhum tipo de relação entre a abertura de casos AD e as variáveis macroeconômicas selecionadas, deve-se levar em conta que o modelo utilizado por eles considerava variáveis defasadas em um período inferior à recomendada pela literatura. Neste sentido, a presente pesquisa avança em relação ao artigo mencionado ao considerar um período de defasagem maior (1 ano) e incluir um número maior de variáveis. Em se tratando de Argentina, ainda não existem estudos sobre o tema.

O primeiro problema relacionado a este tipo de trabalho refere-se ao limitado número de observações disponíveis, o que acaba limitando a inclusão de variáveis no modelo. Como este artigo contou com apenas 64 observações e a quantidade de variáveis e defasagens incluídas implicavam na estimação de 145 parâmetros, utilizou-se o método de Sala-i Martin (1997), para selecionar as variáveis do modelo. Uma vez definidas as variáveis, os modelos foram estimados com base na regressão de Poisson, conforme recomendado pela literatura para este tipo de análise. Os resultados revelaram que variações reais ou nominais no câmbio e na renda interna e alterações na balança de serviços, reservas internacionais e inflação não parecem influenciar a autoridade reguladora brasileira. Todavia, há indícios de que o nível de reservas internacionais e variações na balança comercial e na renda da China e dos EUA (principais alvos de medidas AD iniciadas no Brasil) afetem a abertura de casos *antidumping* neste país.

No que se refere á Argentina, os resultados indicaram a existência de um efeito inercial associado à abertura de processos *antidumping*. Assim, o número de medidas AD iniciadas no passado, impacta positivamente no número de casos abertos na atualidade. Além disso, o crescimento da renda nominal e real da China e do Resto do Mundo afeta negativamente o número de casos AD iniciados na Argentina. Já a desagregação do Balanço de Pagamentos revelou que uma variação positiva na balança comercial tende a aumentar a abertura de casos AD. Enquanto isso, uma melhora na conta de serviços e nas reservas parece impactar negativamente. No que se refere á inflação os resultados indicaram que uma elevação dos preços aumentaria a abertura de processos. Por fim, tanto o nível da conta serviços quanto as reservas internacionais também se mostraram significativas. Vale ressaltar que, o sinal de algumas variáveis divergiu em relação ao que a literatura propunha. O fato é que, como a mesma variável pode apresentar impactos distintos, dependendo do nível de defasagem, seu efeito total fica muito susceptível à significância dos parâmetros associados a cada nível de defasagem. Tais divergências estão associadas aos coeficientes obtidos para a renda interna e inflação, na Argentina, e algumas contas do balanço de pagamento em ambos os países. Apesar disto, os resultados indicam que, ao contrário do que constataram Vasconcelos e Firme (2011) para o caso brasileiro, tanto o Brasil quanto a Argentina sofrem influencia de fatores macroeconômicos. No entanto, esta influencia parece ser mais intensa na Argentina.

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: Business School - Economics, Working paper 2002_15*. Oct. 2002.
- ZANARDI, M. *Anti-dumping: What are the numbers to discuss at Doha?* *The World Economy*, 27(3):403-433. 2004.