

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA
DO RIO DE JANEIRO



Lucas Maneschy Costa Ferreira

Estimação dos Determinantes do Comércio Bilateral do Brasil

Departamento de Economia

Orientador: Marco Cavalcanti

Coorientador: Marcelo José Braga Nonnenberg

Rio de Janeiro
Dezembro de 2018

Agradecimentos

Agradeço a PUC-Rio pelos conhecimentos que me passou os quais foram primordiais para esta monografia

Agradeço aos meus orientadores, cujos ensinamentos tornaram essa monografia menos difícil do que seria

Agradeço ao Lívio Ribeiro, cujas opiniões e envolvimento o transformaram em um terceiro orientador

Agradeço ao meu irmão Renato que me fez gostar de Economia

Conteúdo

1	Introdução	1
1.1	Uma Breve História sobre a Gravidade	2
1.2	Fundamentos Microeconômicos da Gravidade	3
1.3	Custos do Comércio	6
1.4	Mundo sem fricção: uma construção teórica	7
2	O modelo	8
2.1	<i>Proxy</i> para a Resistência Multilateral	9
2.2	Estimação usando efeitos fixos	9
2.3	<i>Zero Trade Flow</i>	10
3	Questões Econométricas	10
3.1	Heterocedasticidade	11
3.2	Endogeneidade	13
3.3	Raiz Unitária e <i>phased-in</i> RTA	16
3.4	Correlação de erros dos Cortes Transversais	17
4	Dados	17
5	Resultados	19
5.1	Estimação em Corte Transversal	23
5.1.1	Corte Transversal: Importação	27
5.1.2	Corte Transversal: Exportação	33
5.2	Estimação em Dados de Paineis	38
5.2.1	Importação	40
5.2.2	Exportação	44
5.2.3	Importação - Amostra Diminuta	48
5.2.4	Exportação - Amostra Diminuta	55
6	Conclusão	62

1 Introdução

O objetivo desta monografia é estimar os determinantes do comércio bilateral, especificamente, a magnitude do efeito das barreiras tarifárias sobre importações e exportações brasileiras. Utilizamos o modelo gravitacional para comprovar duas hipóteses: tarifas de importação tem efeito negativo sobre a importação presente, e tarifas de importação passadas aumentam a competitividade dos produtores nacionais o que por sua vez aumenta a exportação contemporânea.

Usamos para atingir esse objetivo o modelo gravitacional que é o ferramental mais popular entre a literatura para analisar os impactos da política comercial. Abordamos no texto, as questões econométricas de maior importância para obtermos uma estimação robusta. Desta forma, a monografia está dividida em 6 seções.

Esta introdução se divide em quatro subseções. Na primeira, abordamos a história do modelo gravitacional e sua relação com a análise da política comercial. Na segunda, apresentamos o desenvolvimento do modelo microeconômico que dá rigor a análise gravitacional. Na terceira subseção, incluímos variáveis de custo de comércio ao modelo da subseção 1.2. Terminamos com um *détour* teórico no qual analisamos uma versão do modelo sem os custos inerentes ao comércio.

Na seção 2, descrevemos as estratégias de controle do viés de resistência multilateral, que é uma variável presente no modelo gravitacional, como será explicado nas seções 1.1 e 1.2. Também tratamos de um tema conhecido na literatura como *Zero Trade Flow*. Na subseção 2.1, tratamos das *proxies* para essa variável de resistência multilateral e do porque de não as utilizar para controlar para a resistência. Na subseção 2.2, descrevemos o uso de efeitos fixos como forma de controle para essa variável, que é a estratégia consagrada em boa parte da literatura. Na última subseção, abordamos a questão do *Zero Trade Flow* e como solucionamos os empecilhos advindos dela.

Na subseção 3, descrevemos quatro questões econométricas comuns na literatura da modelagem gravitacional. Na subseção 3.1, descrevemos como a heterocedasticidade pode viesar nossos estimadores ao log-linearizarmos o modelo gravitacional, e como a estimação por um modelo PPML evita esse viés. Na subseção 3.2, levantamos a possibilidade de nossos regressores serem endógenos e como eliminar o viés da endogeneidade. Na subseção 3.3, a questão de raiz unitária é discutida, junto com os efeitos de acordos comerciais em fase de implementação. Na subseção 3.4, analisamos como a correlação de erros dos cortes transversais podem viesar nossos estimadores.

Na seção 4, descrevemos nossa base de dados e citamos a origem delas. Logo após descrevermos os dados de tarifa utilizados, fazemos uma breve análise das tarifas brasileiras nos últimos 30 anos. Na seção 5, mostramos os resultados de nossos modelos. Ela se divide em duas subseções. Na subseção 5.1, analisamos os resultados em corte transversal e fazemos uma comparação com os resultados da literatura passada. Na subseção 5.2, analisamos nossos resultados para os modelos de dados em painel. A seção 6 concluí.

Em síntese, encontramos um efeito médio, *ceteris paribus*, de aumento de 32,27% da importação brasileira advinda da primeira defasagem da variável brasileira de tarifa, entre 1992 e 2011. O efeito da quinta e da décima defasagem da mesma variável sobre as exportações brasileiras é 10,21% e 42,39%,

respectivamente, entre 1999 e 2011.

Ao final da monografia se encontra o Apêndice no qual estão resultados que não agregam informação e nem contribuem para atingirmos o objetivo exposto. Os incluímos por honestidade acadêmica.

1.1 Uma Breve História sobre a Gravidade

Em (Isard, 1954) foi formalizada pela primeira vez a importância da localização dos países para o comércio. A distância afeta negativamente o volume de trocas entre dois países i e j já que, quanto maior a distância entre eles, maior os custos associados a transporte.

O tamanho do PIB das nações tem efeito positivo, pois as duas poderão importar um maior volume de bens. Essa constatação, que já era bem conhecida antes de Walter Isard, coloca as bases para os modelos gravitacionais de comércio.

O modelo gravitacional tem suas raízes no século XIX. A primeira aplicação foi feita em (Ravenstein, 1885). O autor descreveu os fluxos migratórios usando centros comerciais como forças de atração. Ele constatou que quanto maior a distância entre os pontos de emigração e de imigração, menor a absorção deste último.

Em (Tinbergen, 1962), foi abordado formalmente pela primeira vez um modelo gravitacional para analisar os fluxos do comércio internacional. O formato genérico destes modelos se segue a baixo:

$$M_{i,j} = \frac{Y_i^{\beta_1} \times Y_j^{\beta_2}}{D_{i,j}^{\beta_3}} \quad (1)$$

Onde, $M_{i,j}$ representa as importações para o país i do país j , ou exportações do país i para o país j . Y_w é o PIB dos países i e j , $D_{i,j}$ é a distância entre as principais cidades dos dois países.

A mesma relação descrita em (Isard, 1954), como se percebe, foi escrita no formato de uma equação. A literatura que se seguiu utilizou a mesma equação logaritimizada, usando estimação MQO com variáveis log-lineares.

A estimação em MQO conseguia explicar entre 70-80% (Van Bergeijk et. Brakman, 2010, p.5) do comércio bilateral. O modelo se tornou extremamente popular entre economistas, principalmente para avaliar o impacto dos Acordos de comércio recíprocos (**RTA**).

Pela teoria econômica, os blocos comerciais possuem efeitos dúbios. Por um lado, eles podem desviar o comércio, ou seja, as barreiras comuns ao bloco diminuem o fluxo dos países membros com terceiros. Por outro, a redução de tarifas entre os membros aumentará o comércio entre eles. Os economistas desejavam analisar o impacto desses acordos utilizando como ferramenta o modelo gravitacional, principalmente depois da formação dos blocos econômicos europeus no pós-guerra.

Os resultados em (Aitken, 1973) mostram que há um efeito líquido positivo de criação de comércio após a implementação da Comunidade Econômica Europeia e da EFTA. Apesar de usado em avaliação de políticas comerciais e da expansão do leque de variáveis para medir os custos associados ao comércio na década de 1970, o modelo gravitacional foi duramente criticado a partir de 1995.

Não havia fundamentação na teoria econômica. Ele ainda se embasava em uma comparação com a física gravitacional e elétrica. Ademais, o modelo gravitacional parecia ser meramente descritivo. Sem uma teoria econômica por trás dele, não parecia claro que decisões tomar quanto a política comercial. Leamer e Levinsohn resumem a crítica de forma bem enfática: "*The gravity models are strictly descriptive. They lack a theoretical underpinning so that once the facts are out, it is not clear what to make of them.*" (Leamer et. Levinsohn, 1995, p.1387, *apud* Van Bergeijk et. Brakman, 2010, p.9).

Os fatos estavam claros, mas não a história que eles contavam. No entanto, isso não impediu que o modelo se mantivesse popular. Era fácil argumentar com uma ou outra visão da economia usando o modelo gravitacional.

A primeira tentativa de fundamentar o modelo com microeconomia foi feita em (Anderson, 1979). Todavia, ele não foi bem aceito por sua complexidade frente a simplicidade da estimação por MQO que o modelo clássico gozava.

Em (McCalum, 1995) o efeito fronteira sobre o comércio entre EUA e Canadá é analisado, com resultados pouco críveis. Estranhamente, a *dummy* para fronteira indicava que o comércio intra-provincial era 20 vezes maior que o bilateral (McCalum, 1995, p.616). Isso foi chamado de *border puzzle*.

O *puzzle* foi de grande importância teórica e empírica. Ele levou a conscientização dos pesquisadores de que o modelo clássico estava mal especificado e que havia, portanto, viés nas estimações dos efeitos das *dummies* de fronteira e de distância.

Não se considerava as dificuldades de exportação do país i e importação do país j em relação aos demais países do mundo. Em (Anderson et. van Wincoop, 2003), os autores argumentam que isso gerava um viés de variável omitida no modelo gravitacional clássico.

Ou seja, não era considerado nem o efeito de outras fontes de oferta para o país j e nem de outros absorvedores da oferta de i ao estimar a equação. Deveria haver alguma variável de "resistência multilateral" (MR). O MR é o efeito que a posição dos países exportador e importador no mercado global tem sobre seu próprio comércio bilateral.

Veremos a seguir a fundamentação microeconômica do modelo gravitacional como apresentada por Anderson e van Wincoop (2003, *apud* van Bergeijk e Brakman, 2010).

1.2 Fundamentos Microeconômicos da Gravidade

Antes de mostrar a derivação devemos advertir que a estimação do modelo gravitacional a seguir não pode ser feita com MQO, apesar de ser possível obter aproximações com esse método. Ela servirá para fundamentar o modelo gravitacional e estabelecer um elo entre o modelo e os custos inerentes ao comércio, uma variável que é de grande importância para nosso estudo. Entre eles, sobretudo, as barreiras comerciais.

Começa-se por estabelecer uma relação de igualdade entre demanda e oferta. O lado da demanda nesse caso é determinada por $s_{i,j}E_j$, onde $s_{i,j}$ é a razão de gastos de j em um produto importado de i , e E_j é o valor gasto do país j em produtos, sejam eles importados ou domésticos. O lado da oferta é expresso como $p_{i,j}x_{i,j}$. O preço $p_{i,j}$ é de importação, e $x_{i,j}$ é o volume exportado do país i para j de algum bem.

Em seguida se supõe uma função explícita de demanda para esta economia. Os autores escolhem a função de demanda **CES**, isto é, de elasticidade de substituição constante. Em Anderson e van Wincoop (2003, *apud* van Bergeijk e Brakman, 2010) não é escrita a função de demanda CES, mas o faço a baixo de tal forma que o restante da derivação fique completo.

$$q_{i,j}(\omega) = a_{i,j}(\omega)p_{i,j}^{-\sigma}(\omega)X_jP_j^{\sigma-1} \quad (2)$$

Sendo P_j ,

$$\left(\sum_{\omega \in \Omega} a_{i,j}(\omega)p_{i,j}(\omega)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

Onde, Ω é o conjunto das possíveis variedades de bens que cada i fornece a j . Se $\omega \in \Omega$ for unidimensional, ele representa um bem. $a_{i,j}(\omega)$ é um deslocador de preferências exógeno para a demanda da variedade ω .

$p_{i,j}(\omega)$ é o preço da variedade oferecida, ou de um único bem qualquer, do país i para j . $q_{i,j}(\omega)$ é a quantidade desta variedade de bens, ou bem, comprada por j de i .

σ é a elasticidade de substituição entre os bens oferecidos entre cada estado ω de variedades, ou então simplesmente entre os diferentes bens ω . σ é maior que 1. P_j é um índice de preços calculado com todos os preços entre os estados de variedade. X_j é o valor gasto por j , ou seja, é o E_j em (Anderson et. van Wincoop, 2003).

A equação (2) é bem direta. O conjunto Ω tem por elementos as variedades de bens que podem ser ofertadas $\forall i$ para $\forall j$. $a_{i,j}(\omega)$ é um termo que desloca a quantidade demandada por j proveniente de i para a variedade ω . Isto significa que, dependendo quais os produtos participam de determinado ω , $a_{i,j}$ pode aumentar ou diminuir a quantidade demandada de forma exógena.

O $p_{i,j}(\omega)$ é o preço para a variedade ω , que está sendo exponenciada por $-\sigma$. Ou seja, quanto maior a elasticidade de substituição entre os ω , menor o termo $p_{i,j}^{-\sigma}$ e logo, a demanda $q_{i,j}(\omega)$ será menos determinada pelo $a_{i,j}(\omega)$. Isto é, quanto mais o consumidor é indiferente entre as variedades, mais ele será afetado pela diferença entre os preços delas no momento de decidir entre duas variedades.

A interpretação para X_j é bem simples. Quanto maior a renda para ser gasta pelo país j , maior será a quantidade demandada de qualquer variedade. E por fim temos que quanto maior o índice de preço P_j , maior será a quantidade demandada de qualquer variedade.

A equação (3) do índice de preço não está como em Anderson e Wincoop (2003, *apud* van Bergeijk e Brakman, 2010, p.9). Para isso, precisamos de uma hipótese a mais: a de que as variedades são simétricas. Se este for o caso quer dizer que supomos cada país como responsável por produzir uma cesta de bens exclusivos, e os preços dos bens importados por j só mudam de acordo com a origem. Em outras palavras:

$$P_j = \left(\sum_{i=1 \dots N} n_i p_{i,j}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

Como cada país produz uma variedade de bens distintos, n_i , o índice de preços é o preço de importação do país j para bens provenientes dos países i , vezes o número de bens distintos produzidos pelos países i . Em versões anteriores do modelo gravitacional, a literatura tinha que $n_i = 1, \forall i$.

Esta é portanto, a variável de resistência multilateral que menciono a cima. Ele nada mais é do que o efeito do preço dos demais produtos provenientes de todos os países sobre o comércio bilateral entre i e j . O resultado principal é que quão maior for a resistência das demais fontes que fornecerem para j maior será o comércio entre os dois países. Se continuarmos estendendo a hipótese de simetria, veremos que a equação (2) pode ser reescrita como:

$$q_{i,j} = p_{i,j}^{-\sigma} X_j P_j^{\sigma-1} \quad (5)$$

O fluxo bilateral de comércio para um bem nada mais é do que o preço do produto exportado por i para j , vezes as quantidade exportada:

$$p_{i,j} q_{i,j} = X_{i,j} \quad (6)$$

Então:

$$X_{i,j} = \frac{p_{i,j}^{1-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} X_j \quad (7)$$

A parcela $s_{i,j}$ é então:

$$\frac{X_{i,j}}{X_j} = \frac{p_{i,j}^{1-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} \quad (8)$$

O próximo passo será incluir custos ao comércio no modelo. Se usa o chamado "custo do iceberg" para esta parte da modelagem. Os custos associados a exportação são proporcionais ao preço antes de embarcar. Em outras palavras, se uma unidade de um bem custa p_i para ser produzida no país i , então $p_{i,j} = p_i \times t_{i,j}$, onde $t_{i,j}$ são os custos associados a comercializar entre esses dois países.

Esses custos podem ser determinados por barreiras tarifárias e não tarifárias, se os países compartilham ou não uma língua, se eles são fronteiriços, custo do frete e do seguro da carga, entre outros. Agora devemos agregar o comércio em todos os setores em que i comercializa com j .

A agregação é simples. Como o preço é o mesmo para cada variedade de i basta fazer:

$$M_{i,j} = n_i s_{i,j} E_j \quad (9)$$

O que equivale a:

$$M_{i,j} = n_i \frac{(p_i t_{i,j})^{1-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} E_j \quad (10)$$

Como se percebe, $M_{i,j}$ e $X_{i,j}$ são a mesma variável. Sabe-se que $\sum_j M_{i,j} = Y_i = n_i p_i^{1-\sigma} \sum_j (t_{i,j}^{1-\sigma} \frac{E_j}{P_j^{1-\sigma}})$. Ou seja, a oferta de i para todos os destinos é a oferta total do país i , aqui se considera quando j e i são o mesmo país. Sendo assim:

$$M_{i,j} = Y_i E_j \left(\frac{t_{i,j}}{\prod_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (11)$$

Onde,

$$\prod_i = \left(\sum_j (t_{i,j}^{1-\sigma} \frac{E_j}{P_j^{1-\sigma}}) \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (12)$$

\prod_i é outra medida de resistência multilateral, mas por outro viés. Enquanto o índice de preços P_j mede a dificuldade de j de importar bens, o \prod_i mede a dificuldade de i em exportá-los.

O modelo gravitacional foi, portanto, baseado em teoria microeconômica. Falta discutir a literatura sobre custos associados ao comércio bilateral.

1.3 Custos do Comércio

Em (Anderson et Wincoop, 2004, p.693), se separa os custos associados ao comércio em dois tipos. Os relacionados a política comercial e os relacionados ao ambiente em que as trocas são realizadas.

Os custos da política comercial são usuais e já conhecidos: tarifas, quotas, barreiras não tarifárias em geral. Os associados ao ambiente seriam variáveis culturais e institucionais, mas também o custo de transporte e de seguro.

Os autores calculam que esses custos equivalem em média a 170% o valor da mercadoria sobre a qual incidem, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.692). As tarifas e barreiras não tarifárias equivalem a 44% do valor da mercadoria f.o.b, isto é, sob o preço antes do embarque, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.692).

Os custos de transporte equivalem a 21% do valor das mercadorias e outros 55% são de custos internos do país importador, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.692). Dos 44% do valor da mercadoria f.o.b, 8% vem de barreiras comerciais, 14% vem do uso de moedas diferentes e 7% vem de não terem a língua em comum, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.693).

Não é dada tanta atenção aos últimos dois tipos de custo neste trabalho. A estimativa é feita para países desenvolvidos, portanto, elas não são boas estimativas para o caso brasileiro em particular.

Mas o artigo apresenta médias aritméticas de barreiras tarifárias e não tarifárias. Enquanto países desenvolvidos como os Estados Unidos tem médias simples de tarifas perto de 3%, Brasil, que possui média simples de tarifa igual a 15,5%, Argentina e Paraguai tem tarifas médias de 11-16%, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.699). O Uruguai, possui tarifas baixas, de 4,9%, o único no Mercosul, (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.699).

As estimativas das barreiras não alfandegárias são mais nebulosas pela dificuldade em se encontrar dados e de inferir custos sobre regras que não restringem claramente o comércio. A razão entre o custo das barreiras não tarifárias e das tarifas no Brasil e na Argentina são as maiores dos países analisados. A razão no Brasil é de 0,44, enquanto na Argentina, de 0,71 (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.700). Também se deve ressaltar que países como os E.U.A possuem razões de 0,27 (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.700).

As barreiras de política comercial são, portanto, relevantes. $1 + (0,155 + 0,155 \times 0,44) = 1,2232$, logo, as barreiras tarifárias e não tarifárias aumentam em 22% o valor dos produtos brasileiros, pelas estimativas de (Anderson et. van Wincoop, 2004). Por mais ingênua que possa ser esta conta, o valor ainda é alto.

A fim de incorporar as variáveis de custos, devemos retomar a equação (11). Iremos log-linearizá-la:

$$\ln(M_{i,j}) = \ln(Y_i) + \ln(E_j) + (1-\sigma)\ln(t_{i,j}) - (1-\sigma)\ln\left(\prod_i\right) - (1-\sigma)\ln(P_j) \quad (13)$$

Em seguida usamos a função custo descrita em (Anderson et. van Wincoop, 2004, p. 710):

$$t_{i,j} = \prod_{m=1}^M (Z_{i,j}^m)^{\gamma_m} \quad (14)$$

Ela descreve os custos do comércio, $t_{i,j}$, como uma multiplicação das variáveis de custo, $Z_{i,j}^m$. Elas são, por exemplo, distância, que serve de *proxy* para custos de transporte, tarifas, entre outros. Para incluir variáveis que são *dummies*, como ser membro ou não de uma RTA, a equação (14) deverá ser ligeiramente modificada, para que $Z_{i,j}^m = e^{d_{i,j}^m}$. Neste caso a variável relevante é $d_{i,j}^m$ que ao ser logaritimizada será uma *dummy* na função logaritmica de custo.

$$\ln(t_{i,j}) = \sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j}^m) \quad (15)$$

Sendo que no caso das variáveis binárias, o m termo será, $\gamma_m d_{i,j}^m$. Reescrevendo (13) com (14), teremos:

$$\ln(M_{i,j}) = \ln(Y_i) + \ln(E_j) + (1-\sigma)\left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j}^m)\right) - (1-\sigma)\ln\left(\prod_i\right) - (1-\sigma)\ln(P_j) \quad (16)$$

Eis o modelo gravitacional como está em (Anderson et Wincoop, 2004, p.712). O parâmetro de interesse em nosso trabalho será $(1-\sigma)\gamma_{i,j}^m$. Ele que determinará o efeito das nossas variáveis de interesse sobre o comércio bilateral.

1.4 Mundo sem fricção: uma construção teórica

O modelo de um mundo "sem fricção" é uma versão do modelo gravitacional em que os custos são inexistentes. Supondo $t_{i,j} = 1$, temos que $p_i = p_{i,j}$. Logo, tomando a equação (8):

$$s_{i,j} = \left(\frac{p_i}{P_j}\right)^{1-\sigma} \quad (17)$$

Usando a equação (17) na (10), e o fato de que $\sum_j M_{i,j} = Y_i = n_i p_i^{1-\sigma} \sum_j (t_{i,j}^{1-\sigma} \frac{E_j}{P_j^{1-\sigma}})$:

$$\sum_j M_{i,j} = Y_i = n_i p_i^{1-\sigma} \sum_j (E_j \frac{s_{i,j}}{p_i^{1-\sigma}}) \quad (18)$$

A variável de preço sai do somatório e corta com a outra variável de preço. Como $\sum_j s_{i,j} E_j = Y_i$, temos que $n_i = 1$. O país i produz apenas um bem, na ausência de custos, e as variedades são simétricas, de forma que um país não terá mais gosto por um bem do que o outro, a não ser via diferenças de preços de bens diferentes. Então, $s_{i,j} = \frac{M_{i,j}}{E_j} = \frac{Y_i}{Y}$, onde Y é a oferta mundial de bens.

Como os países tem custo zero de trocas, a única variável que definirá a parcela de exportações deles é definido por quão barato eles produzirão seus bens. Isso implica que cada país j importará de cada i a parcela determinada pelo preço do bem de i .

Mas esse preço também determina a parcela da produção de i na oferta mundial. Como todos esses países escolhem $s_{i,j}$ de seus gastos de forma igual, essa parcela será igual sobre a renda de todos. Logo, a parcela da produção mundial que cabe ao bem de i é igual a s_i que é igual a $s_{i,j}$. Temos, portanto:

$$M_{i,j}^* = \frac{Y_i E_j}{Y} \quad (19)$$

Onde $M_{i,j}^*$ é o valor do comércio bilateral em um mundo sem fricção. Ao logaritmizar a equação (19), poderíamos estimar por MQO essa versão do modelo. Contudo, o modelo estilizado é inútil por si só. Não podemos obter nenhuma conclusão quanto ao efeito das tarifas ou das RTAs e as estimativas dos demais parâmetros serão viesados. Contudo, com o modelo sem fricção em mente, poderíamos calcular o desvio do comércio bilateral de fato em relação a um mundo sem custos.

Supondo que nossa equação (16) esteja bem especificada, podemos subtrair $\ln(Y_i) + \ln(E_j) - \ln(Y)$ dela:

$$\ln\left(\frac{M_{i,j}}{M_{i,j}^*}\right) = \ln(Y) + (1-\sigma)\left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j}^m)\right) - (1-\sigma)\ln\left(\prod_i\right) - (1-\sigma)\ln(P_j) \quad (20)$$

A equação (20) tem como variável dependente os desvios do comércio em relação a um mundo sem custos de troca. Como mencionado, se a equação (16) estiver bem especificada, então os parâmetros de cada variável estarão refletindo o efeito dessas variáveis sobre o comércio bilateral sem viés.

Portanto, ao subtrairmos da variável dependente as variáveis de oferta do país i e de gastos do país j , resta a parte explicada pelas variáveis de custo. O efeito da oferta mundial de bens, Y é o de uma constante dos dois lados da equação.

O modelo descrito pela equação (20) seria suficiente para ver o efeito dos parâmetros associados as variáveis de custo. Infelizmente, ainda teríamos o empecilho de não termos como estimar essa equação por MQO incluindo a resistência multilateral. Ademais, não sabemos se o modelo está bem especificado. Se não estiver, a nova variável dependente não será o desvio do comércio bilateral real em relação ao sem fricção.

O modelo sem fricção é, no entanto, uma construção teórica importante, pois ele tenta responder a pergunta de como seria um mundo em que custos de troca não existem. Mas sua aplicação não parece se encontrar fora dos limites da teoria.

2 O modelo

Como adiantado na subseção 1.3, a classe de modelos descrita pela equação (16) não é facilmente estimável por MQO. Os termos de resistência multilaterais, e a equação de comércio bilateral definem um sistema o qual (Anderson

et Wincoop, 2003) resolvem com método de mínimos quadrados não linear. Também não podemos ignorar os efeitos das variáveis MR, se não teríamos estimações viesadas. No entanto, existem outras formas de ainda usar o "velho" MQO.

2.1 *Proxy* para a Resistência Multilateral

Além da estimação por mínimos quadrados não lineares em (Anderson et. van Wincoop, 2003), também tentou-se aproximar os termos de resistência multilateral através do uso de medidas de *remoteness* como *proxies*, e então estimar o modelo gravitacional por MQO. Variáveis de *remoteness* medem o quão isolado é um país no comércio internacional.

Elas já eram adicionadas antes do artigo (Anderson et. van Wincoop, 2003), como forma de resolução de erros muito grandes do modelo com certos países que se localizavam longe da maior parte das grandes economias. Como é o caso das ilhas oceânicas, por exemplo. Duas dessas medidas estão descritas em (Head et. Mayer, 2014, p.150).

O primeiro é o $REM1_i = \sum_j \frac{D_{ij}}{Y_j}$, que é uma média das distâncias do país i aos demais países j , ponderadas pelos inversos das ofertas totais dos mesmos. Sendo a distância uma *proxy* de custos de troca, se faz a média ponderada para compensar países j distantes de i que, por terem uma economia grande, ainda possuem alto índice de troca.

O $REM1_i$ mede o quão difícil é exportar bens de i para o resto do mundo. E supondo simetria de custos de trocas, ou seja, que $t_{i,j} = t_{j,i}$, também mede o quão difícil seria para i importar do resto do mundo. A principal desvantagem dessa *proxy* é que ela penaliza muito a distância em que j é economia pequena. A medida em que Y_j tende a 0, o $REM1_i$ tende a infinito. Isso não parece crível, se i está cercado por economias pequenas, e é pouco distante de grandes economias, ele não deveria ter um $REM1$ alto.

A outra medida é $REM2_i = \left(\sum_j \left(\frac{Y_j}{D_{ij}} \right) \right)^{-1}$. Quão maior a oferta de uma economia, menos remota ela será em relação a i . Esse efeito da oferta do país j sobre a variável *remoteness* é corrigido pela distância entre i e j . Nesta nova formulação, não há penalização excessiva de economias pequenas. Note que se Y_j tende a 0, o peso do país em questão no somatório é negligível.

Infelizmente, essas *proxies* não são boas. A hipótese de que distância representaria os custos de troca é muito forte. Apesar de ser uma boa aproximação para custos de transporte, ela não capta os efeitos de tarifas, barreiras não tarifárias, e variáveis culturais ou institucionais. A resistência multilateral inclui esses custos de troca não associados a custos de transporte. A estimação por MQO ainda terá viés.

2.2 Estimação usando efeitos fixos

Como sugerido em (Anderson et. van Wincoop, 2004, p.712), estimaremos um modelo em que efeitos fixos para países capturam as variáveis de MR e de oferta e gasto de i e j , respectivamente. Poderemos usar a estimação por MQO, tal como no modelo clássico.

$$\ln(M_{i,j,t}) = (1 - \sigma) \left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m) \right) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} + \ln(u_{i,j,t}) \quad (21)$$

As variáveis D são as *dummies* para os países envolvidos no comércio bilateral. O $u_{i,j,t}$ é o termo de erro que até agora não fora adicionado, e que deveria ter sido multiplicado do lado direito da equação (11). O subscrito t denota o ano considerado, devido ao fato da regressão ser estimada em dados de painel. Os valores das variáveis de MR podem mudar ao longo do tempo, e provavelmente irão.

Pretende-se então estimar a equação (21) com o MQO e ver os efeitos das variáveis de interesse, que pertencem ao somatório de Z^m , como tarifas e barreiras não tarifárias. A especificação, no entanto, ainda precisa ser mais bem analisada, como a escolha das variáveis de controle.

Realizaremos regressões em que a variável dependente $M_{i,j,t}$ é tanto exportações de i para j , quanto importações de i vindas de j . Assim, veremos o efeito das variáveis de interesse de barreiras comerciais tanto sobre as exportações como sobre as importações.

2.3 Zero Trade Flow

Quando dois países não possuem comércio entre si, ou não realizam trocas em determinado ano, ocorre o que se chama de *zero trade flow*. Ao estimar um modelo com MQO, essas observações nulas se tornam um problema, já que não existe logaritmo de 0.

Para resolver esse empecilho, se supõe que duas nações quaisquer comercializam entre si, e que o valor nulo registrado é devido a erro estatístico dos órgãos governamentais. Em outras palavras, existe comércio mas são os governos nacionais e órgãos internacionais que não o computam.

É o caso por exemplo de doações em forma de bens que um país a envia a um país b , como vacinas, por exemplo. Doações são computadas em "Transferências Unilaterais" e não entram na balança de pagamentos.

Desta forma, podemos simplesmente eliminar observações de comércio bilateral nulas. No entanto, parte da literatura teme que a eliminação invalidaria as conclusões de qualquer pesquisa sobre comércio, já que haveria seleção de observações. Apesar disso, se decidiu por eliminar as observações.

No entanto, uma solução apresentada em (Head et. Mayer, 2014, p.178), é incluir essas observações, $m_{i,j}$, e fixá-las de forma que $m_{i,j} = 1$. Ao logaritmizar o modelo, o valor delas seria 0. Todavia, existem outros métodos mais rebuscados de se resolver este problema que não cabem no escopo desta monografia.

3 Questões Econométricas

Diversos questionamentos quanto a consistência e a eficiência dos estimadores emergem quando consideramos os modelos da seção 2. Devemos ficar atentos se nossos dados seguem as hipóteses de Gauss-Markov. Na subseção 3.1 é discutido heterocedasticidade dos erros e os estimadores PPML que

corrigem a inconsistência advinda da desigualdade de Jensen. Na subseção 3.2, a endogeneidade das variáveis explicativas é avaliada junto com a apresentação de soluções em (Baier et. Bergstrand, 2007) e de (Bergstrand et. al, 2015). Na subseção 3.3 a questão da raiz unitária é abordada junto dos RTAs *phased-in*, ou seja, em fase de implementação. Na subseção 3.4 é tratado a correlação entre os erros dos cortes-transversais que compõem a base de dados.

3.1 Heterocedasticidade

A heterocedasticidade condicional dos erros torna os estimadores não eficientes, mas não os torna viesados nem inconsistentes. Mas como a equação (21) é a versão logaritimizada da equação gravitacional quando se faz a expectância da variável dependente se tem:

$$\mathbb{E}[\ln(M_{i,j,t})|\ln\left(\prod_{m=1}^M (Z_{i,j,t}^m)^{\gamma_m}\right), D_{i,t}, D_{j,t}] = (1-\sigma)\left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m)\right) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} \quad (22)$$

Isto é, $\mathbb{E}[\ln(u_{i,j,t})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}] = 0$. No entanto caso, $\mathbb{E}[\ln(u_{i,j,t})|Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}}] = 0$, o resultado anterior já será garantido. Se por hipótese, $\mathbb{E}[\ln(u_{i,j,t})|Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}}] \neq 0$ temos que:

$$\ln(u_{i,j,t}) = f(Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}}, v_{i,j,t})$$

Onde $v_{i,j,t}$ é I.I.D e sua esperança condicional em relação as variáveis exógenas é 0. Para economizar notação vamos ignorar o termo de erro, sem perda de generalidade. Então:

$$\mathbb{E}[f(Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}] =$$

$$\mathbb{E}[f(e^{\ln(Z_{i,j,t}^1)}, \dots, e^{\ln(Z_{i,j,t}^M)}, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}]$$

Fazendo com que $f(e^{(\cdot)}) = g(\cdot)$ então:

$$\mathbb{E}[f(e^{\ln(Z_{i,j,t}^1)}, \dots, e^{\ln(Z_{i,j,t}^M)}, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}] =$$

$$\mathbb{E}[g(\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}]$$

Ou seja, $\mathbb{E}[\ln(u_{i,j,t})|\ln(Z_{i,j,t}^1), \dots, \ln(Z_{i,j,t}^M), D_{i,t}, D_{j,t}] = 0$ se a função $g(\cdot)$ leva as variáveis a 0. Como a função exponencial é uma função injetiva isso significa que é a $f(\cdot)$ que leva os valores do domínio a 0. Claro que, se $\mathbb{E}[f(Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}})|Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, e^{D_{i,t}}, e^{D_{j,t}}] \neq 0$, como diz a hipótese, por consequência a $f(\cdot)$ não leva as variáveis exógenas em nível para 0. Como a função exponencial leva o logaritmo dessas variáveis exógenas, no domínio, às próprias variáveis no contradomínio, temos que $g(\cdot)$ não leva os logaritmos das variáveis a 0.

Pela desigualdade de Jensen se sabe que:

$$\ln(\mathbb{E}[X]) \neq \mathbb{E}[\ln(X)]$$

Ao mesmo tempo, a função $\ln(X)$ pode ser aproximada por uma série de Taylor de segunda ordem, usando $x_0 = \mu_X$:

$$\ln(X) = \ln(\mu_X) + \frac{1}{\mu_X}(X - \mu_X) - \frac{1}{2\mu_X^2}(X - \mu_X)^2$$

Assim, podemos usar a aproximação da função para aproximar o primeiro momento da função:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\ln(X)] &\approx \mathbb{E}\left[\ln(\mu_X) + \frac{1}{\mu_X}(X - \mu_X) - \frac{1}{2\mu_X^2}(X - \mu_X)^2\right] \\ &= \mathbb{E}[\ln(\mu_X)] + \frac{1}{\mu_X}\mathbb{E}[(X - \mu_X)] - \frac{1}{2\mu_X^2}\mathbb{E}[(X - \mu_X)^2] \end{aligned}$$

A expectância de $\ln(\mu_X)$ é o próprio $\ln(\mu_X)$, enquanto $\mathbb{E}[X - \mu_X] = 0$ e $\mathbb{E}[X - \mu_X]^2 = \sigma_X^2$. Por consequência:

$$\mathbb{E}[\ln(X)] \approx \ln(\mathbb{E}[X]) - \frac{1}{2\mathbb{E}[X]^2}\sigma_X^2$$

Não é difícil ver que, chamando $\ln(X)$ de $\ln(u_{i,j,t})$, se:

$$\mathbb{E}[u_{i,j,t}^2 | Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, D_{i,t}, D_{j,t}] = \sigma_u^2(Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, D_{i,t}, D_{j,t})$$

Sendo $\sigma_u^2(\cdot)$ não constante. Então:

$$\mathbb{E}[\ln(u_{i,j,t}) | Z_{i,j,t}^1, \dots, Z_{i,j,t}^M, D_{i,t}, D_{j,t}] \neq 0.$$

E logo os estimadores serão inconsistentes e viesados. Esta questão foi primeiramente abordada em (Silva et. Tenreiro, 2006). Como solução para este problema os autores usam o método de Máxima Pseudo Verossimilhança do Modelo de Poisson (PPML). Ele estima o modelo em nível ao invés de em logaritmo então o problema de inconsistência e viés não aparecem, apesar do estimador ainda ser, provavelmente, ineficiente. Além disso, podemos estimar consistentemente a variância do estimador sob algumas hipóteses.

A regressão de Poisson clássica é tal que:

$$y_i = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}$$

Sendo que:

$$\lambda_i = e^{(x_i' b)} = e^{(\sum_i^K x_{i,k} b_k)}$$

Aplicando o método de log máxima verossimilhança, temos:

$$\frac{dL}{db} = - \sum_{i=1}^n x_i [e^{x_i' b} - y_i] = 0$$

O problema da regressão de Poisson é que a distribuição na qual se baseia determina que a variância de y_i iguala a média, isto é, ambos são λ_i . Essa hipótese é muito restritiva já que provavelmente a variância de y deve ser

diferente do seu primeiro momento. Também deve se notar que haverá heterocedasticidade já que $Var[y_i|x_i] = e^{x_i'b}$. Entretanto, a esperança condicional $\mathbb{E}[y_i|x_i] = e^{x_i'b}$, o que garante que as condições de primeira ordem igualem a 0 e então os estimadores serão consistentes.

Ainda deve se tratar o problema da variância do estimador. Como dito, a hipótese da distribuição ser a de Poisson é muito forte. Logo, o que se sugere é que seja feita uma estimação através de um PPML. Os métodos de máxima pseudo-verossimilhança partem do princípio de que a função densidade do processo gerador de dados é a especificada por alguma distribuição conhecida *a priori*. A distribuição dos estimadores, no entanto, não precisam ser.

Sob o PPML, as condições de primeira ordem de máximo-verossimilhança se mantêm, o que significa que basta $\mathbb{E}[y_i|x_i] = e^{x_i'b}$ para haver consistência. Nota-se que não importa se a distribuição é realmente de Poisson ou não, sob a hipótese da esperança condicional, os estimadores serão consistentes.

Sob as hipóteses do modelo de Poisson clássico, no entanto, $\lambda_i = Var[y_i|x_i]$. Quando calculamos a variância de um estimador temos então:

$$Var[\hat{b}_k] = \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i x_i' \right)^{-1}$$

Mas caso a igualdade entre variância e média não ocorra, ainda não poderemos aplicar testes de hipótese sob nossas estatísticas. Para isso precisamos usar o estimador robusto da variância desenvolvido por Eicker e White.

$$Var[\hat{b}_k] = \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^n \omega_i x_i x_i' \right) \left(\sum_{i=1}^n \lambda_i x_i x_i' \right)^{-1}$$

Onde $\omega_i = Var[y_i|x_i]$. Não é difícil de ver que, caso o processo seja uma distribuição de Poisson, o estimador da variância de Eicker-White é igual ao do modelo de Poisson. Caso não seja, então temos que fazer suposições quanto ao ω_i . Supondo que $\hat{\lambda}_i \xrightarrow{p} \lambda_i$, então:

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\lambda}_i)^2 x_i x_i' \xrightarrow{p} \lim n^{-1} \sum_{i=1}^n (\omega_i) x_i x_i'$$

Esses resultados se encontram em (Cameron et. Trivedi, 2001) e o método PPML também será explorado nos resultados. Lembramos que este é um modelo não linear. A fim de calcularmos o efeito das nossas variáveis devemos realizar a seguinte conta: $[e^{\beta \times (\delta)} - 1] \times 100$. Como as variáveis de tarifa estão logaritimizadas na exponencial, a variação δ é $\ln(x+1) - \ln(x)$ o que é aproximadamente 1%.

3.2 Endogeneidade

O problema da endogeneidade se refere ao fato das variáveis explicativas serem correlacionadas com o erro. Isso pode ocorrer devido ao: viés de variável omitida, simultaneidade ou erro de medida das variáveis. Focaremos nas questões levantadas em (Baier et. Bergstrand, 2007) nos dois primeiros casos de endogeneidade.

Os autores levantam a possibilidade de existir variáveis que determinam tanto o volume do comércio exterior quanto a probabilidade de nações firmarem RTAs. Em parte, esse viés não é tão problemático a medida em que se incluí-las no modelo. Proximidade, se ambos os países são remotos, tamanhos semelhantes de PIB e diferenças de dotação relativa de fatores são exemplos delas, e podem ser incluídas nas regressões.

No entanto, caso haja variáveis não observáveis, solução tão simples não é possível. Além de barreiras tarifárias, existem barreiras não tarifárias, e RTAs muitas vezes homogenizam regulações dos dois países envolvidos, incentivando o comércio além da via tarifária.

Caso um país espere que um acordo de livre comércio tenha esse efeito, o nível de regulação, que é não observável, estará positivamente correlacionado com a probabilidade de uma RTA ser formada. Por outro lado, o erro da regressão estará negativamente correlacionado com a regulação. Assim, teríamos um viés de variável omitida.

Poderíamos não incluir a variável de acordo comercial. Afinal, incluímos as tarifas *ad-valorem* agregadas, logo o efeito de barreiras não tarifárias poderia ser relegado ao erro. Isso não será feito por três motivos. Os efeitos remanescentes associados as RTAs são interessantes já que captam o efeito das regulações sobre o comércio, mesmo que de forma pobre. Ademais, para fins de comparação com trabalhos anteriores a inclusão das *dummies* de acordos comerciais são importantes, já que eles as incluem. Por fim, RTAs também explicam diminuição de tarifas, se elas forem omitidas teremos viés nos estimadores.

Como observado em (Baier et. Bergstrand, 2007), o R^2 dos modelos gravitacionais está entre 60% - 80%. Ou seja, existem variáveis não observáveis que explicam o nível de trocas internacionais e como não sabemos quais são, elas podem explicar RTAs ou mesmo o nível das tarifas escolhidas pelos países.

Por isso, as técnicas de Baier e Bergstrand para a solução da endogeneidade em RTAs, também serão aplicadas na nossa variável de tarifa *ad-valorem*. Descrevemos essa solução mais adiante nesta subseção.

O viés de simultaneidade ocorre quando a variável dependente também explica a variável exógena. Existe portanto um efeito de "retroalimentação". Quando se regride importações ou exportações contra o PIB, a simultaneidade é motivo de alarme, já que essas variáveis causam uma a outra.

Todavia, Baier e Bergstrand parecem não se preocupar com isso. O total de exportações já é pequena parcela do PIB, enquanto as exportações bilaterais devem ser ainda menores. Os autores também notam que a literatura sobre o assunto usou variáveis instrumentais no lugar do PIB, e ao que parece o viés de simultaneidade é mínimo.

Tanto RTAs quanto tarifas podem sofrer deste mesmo viés, o que é mais preocupante. O nível de exportações bilaterais, por exemplo, pode justificar a queda ou aumento de tarifas entre os dois países. Também pode influenciar a formação ou a revisão dos estatutos de uma RTA. Atualmente, vemos exemplos desses dois casos nos Estados Unidos.

Em (Baier et. Bergstrand, 2007), é usado uma versão do modelo expresso na equação (21). As variáveis não observáveis que podem viesar nossos estimadores são diádicas e supondo que elas não variem no tempo, ao adicionar *dummies* de efeito fixo bilateral, o problema de viés de variável omitida deve ser resolvido.

Para tratar da simultaneidade, os autores realizaram regressão em que uma *dummy* de RTA com uma observação a frente é incluída junto da contemporânea. Caso o coeficiente angular da RTA futura seja significativo, então haverá viés de simultaneidade, caso não, não haverá. Também colocaremos uma variável de tarifa de importação futura para tentar alcançar os mesmos fins.

A equação (21) portanto é modificada para:

$$\ln(M_{i,j,t}) = (1 - \sigma) \left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m) \right) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} + \beta_3 \phi_{i,j} + \ln(u_{i,j,t}) \quad (23)$$

Enquanto, para verificar se há simultaneidade usaremos:

$$\ln(M_{i,j,t}) = \delta_1 \ln(RTA_{i,j,t+1}) + \delta_2 \ln(\tau_{i,j,t+1}) + (1 - \sigma) \left(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m) \right) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} + \beta_3 \phi_{i,j} + \ln(u_{i,j,t}) \quad (24)$$

Contudo, em (Bergstrand et. al, 2015) se aborda a possibilidade das variáveis omitidas serem diádicas e variantes com o tempo, sugerindo o uso de dummies bilaterais iteradas com dummies temporais. No mesmo artigo, eles usam uma versão da equação (23) em que a estimação é feita por PPML, evitando os problemas advindos da heterocedasticidade e a desigualdade de Jensen.

Além disso, os autores se preocupam em interagir as variáveis diádicas, as quais teriam seu efeito captado pelas *dummies* bilaterais, com *dummies* temporais. Isso possibilita ver o efeito de variáveis como a distância variando através do tempo. A *dummy* para RTAs e a variável de tarifas variam entre países e temporalmente logo seu efeito não será capturado. As equações (25) e (26) descrevem essa abordagem:

$$M_{i,j,t} = e^{((1-\sigma)(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m)) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} + \beta_3 \phi_{i,j})} + u_{i,j,t} \quad (25)$$

$$M_{i,j,t} = e^{((1-\sigma)(\sum_{m=1}^M \gamma_m \ln(Z_{i,j,t}^m)) + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 D_{j,t} + \beta_3 (\phi_{i,j} \times t))} + u_{i,j,t} \quad (26)$$

Sendo que agora, as variáveis Z de custo podem se referir a iteração de *dummies* temporais. Também se testa a exogeneidade estrita ao incluir observações futuras da variável RTA e de tarifas.

Em (Bergstrand et. al, 2015), são incluídas observações de comércio intranacional. É uma especificação do modelo gravitacional mais rigorosa em que também se coloca peso sobre a facilidade de um país comercializar com si mesmo *vis a vis* com outros. Eles utilizam uma *dummy*, chamada *INTER*, igual a 0 se o comércio foi feito nacionalmente e 1 se foi, internacionalmente. Em seguida, iteram essa variável com *dummies* temporais.

Como apresentado na tabela 5 em (Bergstrand et. al, 2015, p.321), a variável *INTER* retira quase todo o efeito das demais variáveis de custo de comércio. Tais como distância, língua, e contiguidade iteradas com *dummies* temporais. Nessa monografia não incluímos as observações de trocas nacionais. Em (Bergstrand et. al, 2015, p.324), tabela 7 estão os resultados para as variáveis exógenas sem o *INTER*. Não perseguiremos, no entanto, essa estratégia de modelagem.

3.3 Raiz Unitária e *phased-in* RTA

O problema de raiz unitária surge quando trabalhamos com variáveis como o nível do PIB e das exportações ou importações. Nas regressões em que o PIB será uma das variáveis exógenas, poderemos ter caso de correlação espúria. Mesmo se o PIB não for variável explicativa, ainda podemos ter o mesmo problema caso a exportação passada afete a futura.

Nesse caso, se o processo gerador das variável dependente não for estacionário, o coeficiente angular será igual a 1 e teremos que tirar a primeira diferença dos dados com raiz unitária. Nossas conclusões então seriam referentes a variação da das exportações ou importações.

No entanto, se as defasagens da variável dependente não sejam correlacionadas com as demais variáveis, que são contemporâneas, conseqüentemente relegaremos o efeito da defasagem ao erro. Não haverá preocupação com viés dos estimadores. Porém, poucos são os artigos que se preocupam com o efeito da defasagem das exportações ou importações sobre o nível do comércio atual.

Fora a variável do PIB e das defasagens da variável explicada, as demais variáveis exógenas parecem não ter raiz unitária. Elas são dummies, ou valores entre 1 e 2 geralmente, no caso das tarifas, ou são invariantes no tempo, como a distância e a língua.

Também em (Baier et. Bergstrand, 2007) se aborda o efeito dos acordos bilaterais em fase de implementação sobre os fluxos do comércio bilateral. Quando um acordo comercial é assinado, ele nunca é implementado imediatamente. Existe um período de 5 a 10 anos em que tarifas são progressivamente diminuídas, proteções não tarifárias são retiradas, entre outros.

Portanto, a *dummy* para RTA não afeta apenas contemporaneamente a importação ou exportação, mas também futuramente. Para captar esse efeito, será usado a defasagem de RTA como variável exógena. A discussão se aprofunda a medida em que a RTA também afeta os termos de troca entre dois países, o que também afeta o padrão do comércio bilateral e multilateral deles.

Conseqüentemente, mesmo depois de estar completamente *phased-in*, a defasagem da *dummy* para acordo bilateral ainda pode afetar o comércio bilateral contemporâneo. Em (Bergstrand et. al, 2015) o uso de defasagens da RTA também foram abordados no contexto do método PPML.

Contudo, em nenhum desses dois artigos houve preocupação com a inclusão da defasagem da variável dependente. Isso é em parte devido a forma como os autores nos dois artigos construíram a sua base de dados.

Eles incluem observações de 5 em 5 anos, em (Baier et. Bergstrand, 2007) e observações de 4 em 4 anos em (Bergstrand et. al, 2015). Em outras palavras, as defasagens nesses artigos são em relação a 5 ou 4 anos atrás. É razoável supor que a exportação de 4 anos atrás não afete a atual? Se não, realmente não há porque incluí-las, apesar de ainda ser possível incluir as observações do ano anterior e que não está portanto na base da regressão.

Mas se os autores incluem defasagens da variável binária para acordos comerciais, elas não explicam também as defasagens da variável dependente? Logo ao excluir as defasagens da variável dependente o coeficiente angular das defasagens das variáveis binárias não teria viés?

Em nossa base de dados, usaremos para os modelos PPML, e MQO de (Baier et. Bergstarnd, 2007) e (Bergstrand et. al, 2015), respectivamente, os dados de 1989, 1992, 1995, 2008, 2001, 2004, 2007, 2010, 2013, 2016 na análise de Corte Transversal e os anos de 1992, 1996, 1999, 2002, 2005, 2008, 2011

para os modelos de dados em painel. Além da defasagem da RTA, também usaremos defasagens da tarifa.

3.4 Correlação de erros dos Cortes Transversais

Interdependência dos Cortes Transversais ocorre quando, em um dado em painel, dados i, i', j, j' , tais que, $i \neq i'$ e $j \neq j'$, temos que $M_{i,j,t}$ é dependente de $M_{i',j,t}$, $M_{i,j',t}$, ou de $M_{i',j',t}$. Se essa dependência não for levada em conta, poderemos ter correlação de erros entre os Cortes Transversais de cada ano $\mathbb{E}(u_{i,j,t}u_{i',j',t}) \neq 0$. Em (Baltagi et al, 2015), são citados 3 formas de isto ocorrer.

A primeira é o contágio por equilíbrio geral. Uma mudança nos custos de troca, ou na produtividade de um país, ou nos padrões de consumo são fatores que alteram os preços dos bens envolvidos no comércio internacional. Isso afeta portanto não só os fluxos desse país com os demais, mas de todos eles. Nesse caso, a inclusão de efeitos fixos de países para cada ano da amostra deve levar em conta este efeito.

A segunda é por "interação estratégica", quando a informação da entrada de um exportador, por exemplo, é difundida o que causa os agentes no mercado a reverem as quantidades produzidas, ou melhor dizendo, suas decisões estratégicas. Por último, essa correlação pode vir de choques em comum a todos os participantes do comércio internacional.

As técnicas utilizadas para resolverem o segundo e o primeiro problemas estão além do objetivo desta monografia, e por isso não serão exploradas. Mas ter em vista a possibilidade desses vieses é fundamental para comentar os resultados ao final da monografia.

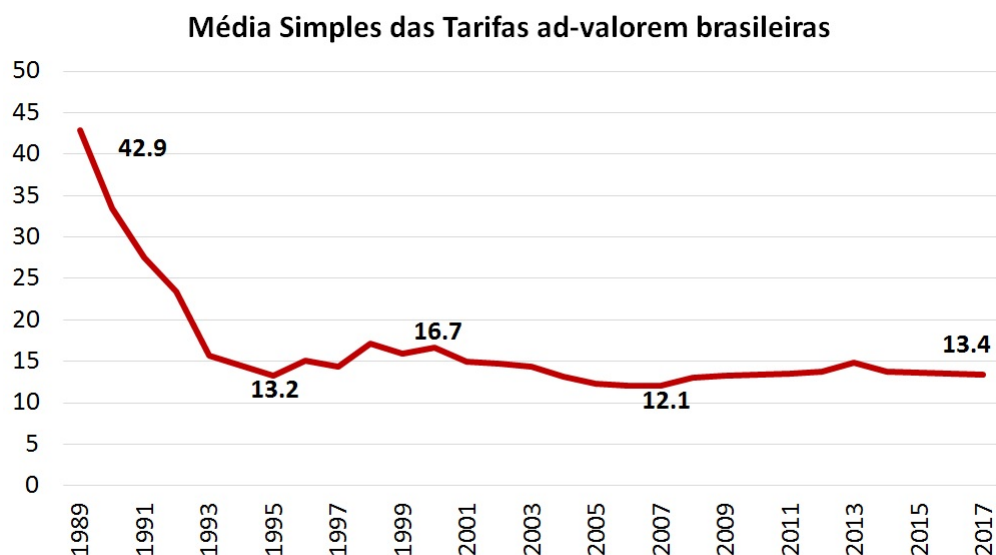
4 Dados

Os valores exportados e importados, em dólares correntes, são provenientes do *Direction of Trade Statistics* (DOTS), do Fundo Monetário Internacional. O valor é calculado contando com custo de frete e de seguro da carga (c.i.f). O PIB em dólares correntes foi retirado do Banco Mundial.

Utilizamos duas bases de dados do *Centres d'Études Prospectives et d'Informations Internationales* (CEPII) que são o *GeoDist* e *Gravity*. Essas bases foram criadas por Thierry Mayer e Soledad Zignago, (Mayer et. Zignago, 2005), e por Keith Head e Thierry Mayer, (Head et. Mayer, 2014), respectivamente. Elas estão disponíveis no sítio eletrônico do CEPII.

Ambas as bases possuem variáveis cuja inclusão não seria interessante. Citamos as que foram incluídas nas regressões. Da *GeoDist* utilizamos as variáveis de distância, *dist*, entre as principais cidades dos dois países envolvidos no comércio, medida em quilômetros. Uma *dummy landlocked* igual a 1, caso o país importador ou exportador não tenha acesso ao mar, e outra *dummy contig*, igual a 1 se os dois países são fronteiriços.

Da *Gravity* usamos duas *dummies*, *comlang_ethno* e *fta_wto*, iguais a 1 se os países tem alguma língua comum falada por no mínimo 9% da população, e se eles possuem algum acordo comercial reconhecido pela OMC,



Fonte: WITS

respectivamente. Infelizmente, vários acordos comerciais não são reconhecidos pela OMC.

No total possuímos observações de valor de importação para 192 países, e de exportação para 193 países. Taiwan não reporta ao DOTS, portanto as importações e exportações do país aparecem como exportação e importação dos demais países. Como foi usado o valor importado c.i.f nas regressões, nossos resultados não contabilizam as importações de Taiwan. Poderíamos usar o valor sem contar custo de seguro e de frete (f.o.b), todavia, nesse caso teríamos de incluir essas variáveis na função de custo, o que seria problemático dado a falta de dados para frete e seguro.

Os dados de tarifas foram retirados do *World Integrated Trade Solution* (WITS), do Banco Mundial. As tarifas do WITS se dividem em vários tipos, entre eles estão a tarifa de nação mais favorecida, a tarifa preferencial e a aplicada.

A primeira é aquela em que o exportador não possui acordo comercial no setor em que a tarifa incide. A segunda ocorre quando as duas nações possuem acordo comercial, e a tarifa aplicada é aquela que de fato incide sobre o produto importado. Por exemplo, suponha que o Brasil taxe as importações de alumínio em 10%, esta é a tarifa de nação mais favorecida. Como Brasil e Argentina participam do Mercosul, suponha que o Brasil não taxa o alumínio argentino, logo a tarifa preferencial é 0%. Já a tarifa aplicada é 10% para o alumínio vindo da China e 0% para a Argentina. Optamos pelo uso da tarifa aplicada em nossas regressões.

O WITS possui cálculos de tarifas *ad-valorem* efetivas (AVE) em alguns casos, como o do Brasil, desde 1989. Elas consistem em uma transformação de tarifas específicas em correspondente *ad-valorem*. O dado é o da média das tarifas dos n produtos que i importa de j . Infelizmente, para muitos países não há tarifas para a totalidade dos 30 anos analisados neste estudo. A Argélia por exemplo possui dados de tarifa para o ano de 1993, voltando a reportá-las ao WITS em 1996. Nestes casos, a série de tarifas foi interpolada considerando a variação (δ) da tarifa entre dois anos t e s . Para um ano k entre essas duas datas, foi adicionado ao valor da tarifa em t o valor $(k - t) \times \frac{\delta}{s-t}$.

O gráfico descreve a evolução da média simples das tarifas *ad-valorem* brasileiras sobre seus parceiros comerciais de 1989 a 2017. O efeito da abertura é impressionante. Passamos de um nível de proteção tarifária de quase 43% para uma proteção de 13%, que ainda é elevada. Uma abertura tão brutal, ao menos em relação ao nível tarifário, sugere um efeito de longo prazo sobre a competitividade dos produtores domésticos, e um considerável impacto sobre a facilidade de importar.

Em (Anderson et. van Wincoop, 2004) os dados de barreiras não tarifárias são retirados do WITS, mas eles só indicam a existência dessas barreiras para diversos setores da economia. As estimativas *ad-valorem* das barreiras não tarifárias devem ser estimadas e agregadas. Como essa tarefa ocuparia excessivamente o tempo desta monografia, não usaremos variáveis para barreiras não tarifárias.

Abaixo, temos uma tabela que resume a maior parte de nossas variáveis. Nela as tarifas não foram interpoladas. As tarifas de importação não estão em percentual, e foram somadas com 1. Por isso a menor tarifa é igual a 1, o que significa uma tarifa AVE igual a 0. Os PIBs do mundo se igualam, o que mostra que a construção das colunas do PIB do exportador e do importador foram feitas corretamente. A média da tarifa inclui as tarifas AVEs iguais a 0. Se consideramos a média sem contar com as tarifas nulas temos 1.094 como média. Então temos uma idéia de banda inferior e superior da média das tarifas AVE.

Tabela 1: Sumário da Base de Dados

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
Trocas Comerciais	573769	489409966.00	4925078378.00	1	505597064950
dist	573769	7246.94	4439.20	59.62	19951.16
gdp_o	573769	357965816695.00	1399490452810.00	131.97	1940000000000.00
gdp_d	573769	365353011309.00	1400498143853.00	88.24	1940000000000.00
Simple.Average	573364	1.05	0.11	1.00	25.06

5 Resultados

Modelo de Tinbergen:

$$\ln(M_{i,j,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{i,t}) + \beta_2 \ln(GDP_{j,t}) + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 ADJ_{i,j,t} + \beta_6 COMMON_LANG_{i,j} + \beta_7 RTA_{i,j,t} + \ln(u_{i,j,t})$$

Modelo de Tinbergen com tarifa:

$$\begin{aligned} \ln(M_{i,j,t}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{i,t}) + \beta_2 \ln(GDP_{j,t}) + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} \\ & + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 ADJ_{i,j,t} + \beta_6 COMMON_LANG_{i,j} + \beta_7 RTA_{i,j,t} \\ & + \sum_{m=1}^N \gamma_m (TARIFF_{i,j,t}^m) + \ln(u_{i,j,t}) \end{aligned}$$

Modelo de Anderson e Van Wincoop:

$$\begin{aligned} \ln(M_{i,j,t}) = & \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 D_j + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} \\ & + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 ADJ_{i,j,t} + \beta_6 COMMON_LANG_{i,j} + \beta_7 RTA_{i,j,t} + \ln(u_{i,j,t}) \end{aligned}$$

Modelo de Anderson e Van Wincoop com tarifa:

$$\begin{aligned} \ln(M_{i,j,t}) = & \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 D_j + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} \\ & + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 contig_{i,j,t} + \beta_6 comlang_ethno_{i,j} + \beta_7 fta_wto_{i,j,t} \\ & + \sum_{m=1}^N \gamma_m (tariff_{i,j,t}^m) + \ln(u_{i,j,t}) \end{aligned}$$

Modelo PPML:

$$\begin{aligned} M_{i,j,t} = & e^{(\beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 D_j + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 ADJ_{i,j,t} + \beta_6 COMMON_LANG_{i,j} + \beta_7 RTA_{i,j,t})} \\ & + u_{i,j,t} \end{aligned}$$

Modelo PPML com tarifa:

$$\begin{aligned} M_{i,j,t} = & e^{(\beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 D_j + \beta_3 LANDLOCKED_{i,t} + \beta_4 \ln(DISTANCE_{i,j,t}) + \beta_5 ADJ_{i,j,t} + \beta_6 COMMON_LANG_{i,j} + \beta_7 RTA_{i,j,t})} \\ & \times e^{(\sum_{m=1}^N \gamma_m (TARIFF_{i,j,t}^m))} + u_{i,j,t} \end{aligned}$$

Os resultados se separam em 2 subseções. A primeira trata de nossos resultados para os modelos de Corte Transversal. Neles rodamos regressões que incluíam tarifas e outras que não. Usamos a tarifa contemporânea para ver se ela tinha algum efeito sobre importação ou exportação contemporânea.

Durante o desenvolvimento da monografia, utilizamos duas estratégias para captar o efeito da tarifa sobre o comércio brasileiro. Na estratégia A, interagimos a variável de tarifa com as *dummies* dos países. Assim, teríamos efeito da tarifa por país.

Na estratégia B, nós incluímos o vetor de tarifa da nossa base de dados na regressão e a interação desse vetor com a *dummy* para Brasil. Assim tínhamos o efeito médio da tarifa sobre as trocas do mundo para todos países, e o efeito particular sobre o Brasil. A estratégia B se mostrou menos custosa em termos de tempo e memória, então nós relegamos nossos resultados com a estratégia A ao final dessa monografia, no Apêndice.

Começamos por fazer uma meta-análise dos nossos resultados sem tarifa com os resultados da literatura passada. Aqui comparamos com os artigos de Baier e Bergstrand de 2007, e de Silva e Tenreyro de 2006. Depois, vemos os

resultados com a inclusão de Tarifa para os três modelos considerados. A subseção 5.1.1, analisa o efeito de nossas variáveis sobre a importação, enquanto a seção 5.1.2 sobre a exportação. Nessas subseções os resultados não foram favoráveis às nossas expectativas.

Argumentamos que nossos resultados desfavoráveis pode se dever a viés de variável omitida. No caso, supomos que a tarifa passada influi na tarifa contemporânea e nas decisões contemporâneas de se exportar e importar. Ao omitirmos essas defasagens temos resultados viesados.

Ao mesmo tempo, tarifas são variáveis bilaterais e podem sofrer viés de variável bilateral omitida, isto é, alguma variável explica tarifa e comércio. Como não controlamos para condições macroeconômicas, e temos 30% de variação da variável dependente a ser explicada, é bem capaz das tarifas, seja do Brasil seja de um país qualquer, terem seu estimador viesado.

Para solucionar esses problemas realizamos na subseção 5.2 regressões em dados de painel. Ela se separa em outras 4 subseções. Na 5.2.1 e na 5.2.2, selecionamos 6 períodos de 4 anos e rodamos um modelo de dados em painel em cada um deles. Na subseção 5.2.1 a variável dependente é importação, e na subseção seguinte, é a exportação.

Nesses modelos em dados de painel, utilizamos todos os países que tínhamos disponíveis para cada ano de cada painel, logo ele é desbalanceado. Pela literatura deveria haver uma *dummy* para cada ano, para cada importador e exportador no painel afim de eliminarmos o viés de resistência multilateral. Por limitações computacionais não conseguimos gerar tantas *dummies* para tantos países.

Por esse motivo, nossos painéis são formados por 4 anos em sequência. Como a variável de resistência multilateral deve variar lentamente no tempo, os efeitos fixos de importador e exportador devem bastar para eliminar o viés causado por ela. Incluímos as defasagens até a terceira ordem das variáveis $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t}) * D_{BR}$ e a observação um ano a frente das mesmas. Fizemos isso no intuito de verificar se não há simultaneidade entre tarifa e a variável dependente.

Não rodamos modelos em dados de painel sem tarifas, logo não podemos compará-los com os resultados de (Baier et. Bergstrand, 2007) e (Bergstrand et. al, 2015). Elas apenas complicariam esta monografia, afinal não se pretende fazer um artigo sobre meta-análise. Rodamos também modelos em corte transversal com essas defasagens. Como os resultados não foram interessantes e como o objetivo é ter um efeito médio das tarifas ao longo das últimas décadas relegamos esses resultados ao Apêndice no fim da monografia.

Os painéis das subseções 5.2.1 e 5.2.2 resultaram em coeficientes desanimadores, para não falar completamente decepcionantes. Atribuímos isso a 4 fatores.

1) **O desbalanceamento dos painéis.** Com a entrada e saída de unidades do painel, os coeficientes podem estar viesados por seleção. Também pode haver viés por erro de medida, uma vez que países com dados inconstantes de comércio e tarifas podem ter má qualidade estatística. O desbalanceamento de painéis no entanto não deveria ser um problema, em tese. É pouco provável que a saída e entrada de países não seja aleatória. E apesar do número de observações entre o primeiro e o sexto painel quase dobrar, vemos diferenças significantes entre painéis temporalmente próximos, em que a adição de observações não justifica diferença de sinal de coeficientes de uma mesma variável,

ou mudança radical na grandeza do mesmo.

2) **Colinearidade imperfeita.** As defasagens das tarifas, assim como a tarifa a frente, são altamente correlacionadas. Mesmo a terceira defasagem e a tarifa contemporânea tem uma correlação de 0,72. Ademais, vemos características da colinearidade imperfeita aparecer nas regressões. Variáveis sem significância quando deveriam ter, mudanças radicais nos valores e no sinal dos coeficientes das tarifas de uma amostra para outra, são indícios de colinearidade imperfeita.

3) **Viés de variável bilateral.** Devido a limitação da memória do computador, não foi possível gerar *dummies* bilaterais para os dados em painel.

4) **Viés de resistência multilateral.** Pode ser que o MR varie nos quatro anos o suficiente para que ele não seja "limpo" pelos efeitos fixos de país importador e exportador, como havíamos suposto.

A fim de resolvermos esses possíveis empecilhos, reduzimos nossa base de dados a 46 países. Eles são as 30 maiores economias do mundo, alguns países de menor porte que são membros da União Europeia, e todos os demais países do Mercosul. A variação de observações diminui de ano para ano, por consequência. Conseguimos então remediar as suspeitas quanto ao desbalanceamento do painel, já que esses países comercializam entre si em quase toda a amostra, e possuem qualidade estatística de melhor qualidade.

Como a base de dados diminuiu, agora conseguimos criar efeitos fixos de país importador e exportador para cada ano do painel. Também podemos incluir efeitos fixos para cada par de países. Rodamos modelos com e sem a inclusão dos efeitos bilaterais a fim de ver se o viés de variável bilateral não observável existia e se foi corrigido. Também conseguimos lidar com o viés de resistência multilateral de forma apropriada.

Na seção 5.2.3 e 5.2.4, rodamos os modelos de importação e de exportação. Para algumas regressões, incluímos nos modelos todas as defasagens e a tarifa a frente. Em outras selecionamos quais variáveis tarifárias incluir. Nos modelos de importação, rodamos modelos com todas as variáveis tarifárias. Depois excluímos algumas, mas deixamos defasagens da tarifa que ainda poderiam ser imperfeitamente colineares.

Por fim, fazemos uma regressão a parte em que incluímos apenas a primeira defasagem da tarifa. Realizou-se também regressões sem efeitos fixos, sejam por país, seja bilateral para fim de comparação. Com isso se espera que o empecilho da colinearidade perfeita seja corrigido.

Nos modelos de regressão fizemos uma alteração, incluímos a quinta e a décima defasagem das variáveis tarifárias para verificarmos os efeitos de longo prazo que as tarifas de importação possam ter sobre a exportação. Por serem mais distantes no tempo uma da outra, devemos poder incluí-las na regressão sem medo de haver colinearidade entre elas. Por fim, repetimos o que fizemos nos modelos de importação.

Nessas últimas duas subseções incluímos a defasagem da *dummy* de RTA. Seguimos o que está em (Baier et Bergstrand, 2007) para separarmos o efeito de acordos comerciais em fase de implementação, do efeito contemporâneo do acordo. Usamos também uma variável de RTA futura, 5 anos a frente, para checar a simultaneidade entre comércio bilateral e a formação ou manutenção de um acordo comercial no futuro. A inclusão dessas variáveis pode levar ao problema de colinearidade imperfeita também.

Baier e Bergstrand utiliza anos em que a Comunidade Europeia estava em

fase de implementação. A nossa base de dados começa 2 anos após o Ato Único Europeu, muito depois da Comunidade ter se solidificado. Por esse motivo, as defasagens podem ser muito parecidas com a variável contemporânea.

5.1 Estimação em Corte Transversal

Meta-análise

As tabelas 2,3,4 se referem a estimação dos modelos de Tinbergen, AvW e PPML sem tarifas, respectivamente. Essas tabelas são, para alguns anos, comparáveis com as regressões de outros trabalhos na literatura, já que é raro o uso de dados de tarifas.

Em (Baier et. Bergstrand, 2007, pp.76-77), os autores apresentam resultados em duas tabelas, 5 regressões em cada, similares às nossas. Na tabela 1 do artigo, eles apresentam regressões em corte transversal para um modelo de Tinbergen. Na tabela 2, eles apresentam resultados para o modelo AvW. Cada regressão é referente a um ano, sendo que os únicos dois anos que estão no intervalo de nossa base de dados são os anos de 1990 e 2000.

Apesar de em nosso estudo não rodarmos regressão para esses dois anos, rodamos para os anos de 1989, e 2001, que são bem próximos. Além disso, Baier e Bergstrand não utilizaram variável binária para acesso ao mar (LANDLOCKED), o que não deve ser um problema ao compararmos os coeficientes já que acesso ao mar provavelmente é não correlacionada com as demais variáveis. Ademais, a base de dados deles incluía 96 países enquanto a desta monografia inclui 140 países para o ano de 1989 e 187 países para o ano de 2001.

Por fim existe a diferença da ótica do fluxo bilateral, enquanto uso importação como variável independente, Baier e Bergstrand usam exportação. Isso não é um problema dado que todas as variáveis são diádicas ou então estão presentes na regressão variáveis monádicas dos dois países. A exceção é a variável LANDLOCKED que é monádica mas é relativa somente ao país importador. Isso não é um problema, pois, como mencionado, o acesso ao mar deve ser ortogonal as demais variáveis do modelo. O maior empecilho dessa diferença vem do fato de que Baier e Bergstrand podem ter usado valor f.o.b, e não c.i.f, como nesta monografia. Os autores não mencionam qual tipo de medida usaram, mas o comércio bilateral pela ótica do exportador tende a ser calculado com o valor f.o.b. Se for o caso, a variável dependente no presente trabalho e no artigo são diferentes.

Tendo essas ressalvas em mente, podemos afirmar que os resultados coincidem. Os coeficientes do log do PIB do país importador e exportador é 0.97 e 1.08, respectivamente, no ano de 1990, na tabela 1 de Baier e Bergstrand. No modelo de Tinbergen sem tarifas desta monografia, Tabela 2, esses coeficientes são de 0.90 e 1.04. Já para os anos de 2000 e 2001, o par de coeficientes são 0.98 e 1.18, e 0.95 e 1.15, respectivamente.

A semelhança se sustenta para a variável log da distância ($\ln(\text{DISTANCE})$). Nos anos de 1990 e 2000, na tabela 1 de Baier e Bergstrand, o coeficiente da variável é de -1.07 e -1.17 respectivamente. Já na tabela 2 deste trabalho, temos para os anos de 1989 e 2001, coeficientes de -1.16 e -1.15.

A diferença abre para as variáveis de língua (COMMON_LANG) e adjacência (ADJ). Nos anos de 1990 e 2000, o par de coeficientes é de 0.80 e 0.59,

e 0.72 e 0.74. Para os anos de 1989 e 2000, o par é de 0.68 e 0.47, e 0.77 e 0.90. Devemos ressaltar que os autores não especificam o que é ter uma língua em comum, em seu artigo de 2007, apenas citam que os dados vem do *CIA Factbook*. Nesta monografia, isso significa ter pelo menos 9% população falando idioma comum. Consequentemente, a diferença entre os coeficientes da variável língua pode se dever a isso.

Por fim, o coeficiente da variável para acordo comercial (RTA) distoa entre os dois trabalhos. Em Baier e Bergstrand, o coeficiente angular não é diferente de 0, para o ano de 1990, e é igual a 0.29 em 2000. Em 1989, o coeficiente é de 0.55 e em 2000, é de 0.96. Apesar dos valores serem diferentes, devemos lembrar que nossa base possui mais países do que a de Baier e Bergstrand, o que implica em mais países com mais acordos de livre comércio entre si. Ademais, os dados do *CEPII* se baseiam apenas em acordos de livre comércio reconhecidos pela OMC, enquanto o artigo de 2007 utilizaram outras fontes.

A tabela 2 em (Baier et. Bergstrand, 2007, p.77), apresenta semelhanças entre os coeficientes do log da distância e de adjacência com os coeficientes para as mesmas variáveis na tabela 5 desta monografia. Para o ano de 1990 e 1989 temos respectivamente para essas variáveis estimadores iguais a -1.30 e 0.58, e -1.43 e 0.37. Para os anos de 2000 e 2001, temos 1.46 e 0.59, e -1.53 e 0.50.

As variáveis de língua e de acordo comercial estão muito diferentes das estimativas da tabela 5 do presente trabalho. Para os anos de 1990 e 1989, temos respectivamente para essas variáveis coeficientes no valor de, 0.98 e -1.08, e 0.71 e 0, enquanto para os anos de 2000 e 2001 temos valores de, 0.97 e 0, e 0.71 e 0.62. Essa diferença pode vir da já mencionada diferença entre as bases de dados usada no artigo e nesta monografia.

Os problemas de endogeneidade das variáveis para acordo comercial, e do efeito de acordos em processo de implementação (*phased-in*) são o ponto principal da discussão de (Baier et. Bergstrand, 2007). A solução deles exige uma estimação em dados em painel, o que é feito na subseção 5.2. Mas podemos tirar de nossa meta-análise dois pontos pertinentes: 1) Em ambos os modelos existe algum viés, seja pela endogeneidade e viés de variável omitida, para as RTAs, ou por não contarmos com o termo de resistência multilateral. 2) Apesar das diferenças entre esta monografia e o artigo de Baier e Bergstrand, para as variáveis de log PIB e log distância, os resultados são próximos.

Em (Silva et. Tenreyro, 2006, pp.650-652), os autores realizam regressões com 136 países, para o ano de 1990. Nelas, Silva e Tenreyro utilizaram o modelo de Tinbergen, AvW e o PPML. Mais uma vez, não podemos comparar diretamente com o ano pois as regressões são relativas ao ano de 1989 e 1992. Então compararemos os resultados do artigo de 2006 com os da monografia relativos ao ano de 1989 e também é comparado o resultado das tabelas 1 e 2 do artigo de Baier e Bergstrand para o ano de 1990. E mais uma vez, antes devemos apresentar ressalvas.

A primeira já foi mencionada, as bases não abrangem os mesmos anos e nem os mesmos países. No artigo de Silva e Tenreyro se supõem hipóteses quanto a função que a heterocedasticidade dos dados seguem, o que não fazemos aqui. Em (Baier et. Bergstrand, 2007) o problema da heterocedasticidade nem é mencionado. Várias variáveis foram utilizadas nas regressões sem efeitos fixos (MQO de Tinbergen) que não foram utilizadas na presente monografia. Elas são, **PIB per capita**, **Laços coloniais**, **índice de remoteness** e **índice de**

abertura.

Felizmente, para as regressões com o modelo AvW e PPML apenas a variável **Laços coloniais** não está presente nesta monografia. A mesma ressalva quanto a forma de calcular o valor das trocas bilaterais no artigo de Baier e Bergstrand aparece aqui. O trabalho de Silva e Tenreyro olha pela ótica da exportação, então é possível que os dados sejam f.o.b e não c.i.f, que é a medida que uso. Agora, podemos seguir com a meta-análise.

Os artigos de 2006 e 2007 são diretamente comparáveis pois se referem ao mesmo ano para a regressão. As variáveis comuns aos dois trabalhos são; $\ln(\text{GDP})$ para exportador e importador, $\ln(\text{GDP})$, ADJ, COMMON_LANG e RTA. Em relação a esta monografia, temos ainda a variável de LANDLOCKED para país importador em comum com o artigo de Silva e Tenreyro. Eles também usaram variável de acesso ao mar para países exportadores, mas isso não é um problema para a comparação. Os coeficientes para cada uma das variáveis são apresentados nas tabelas a seguir, nelas BB se refere aos resultados de Baier e Bergstrand, ST aos resultados de Silva e Tenreyro, e LM aos resultados desta monografia. Todos os resultados não nulos são significantes a 5%. Os resultados em branco mostram que a variável não foi utilizada naquela regressão.

Meta-análise: Modelo de Tinbergen

<i>Dependent variable:</i>			
Total Exports			
	BB	ST	LM
$\ln(\text{GDP}_i)$	1.08	0.94	1.04
$\ln(\text{GDP}_j)$	0.97	0.80	0.90
$\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$	-1.07	-1.17	-1.16
$\text{ADJ}_{i,j}$	0.59	0.31	0.47
$\text{COMMON_LANG}_{i,j}$	0.8	0.68	0.68
$\text{RTA}_{i,j}$	0	0.49	0.55
LANDLOCKED_j		-0.665	-0.57

Comparando BB e ST, para as variáveis de $\ln(\text{GDP})$ país exportador, $\ln(\text{GDP})$ país importador e $\ln(\text{DISTANCE})$ temos valores próximos. Para as *dummies* de adjacência, língua comum e acordo comercial os coeficientes estão mais distantes, mas ao menos estão com o sinal correto. A relação entre ST e LM já é mais homogênea, a diferença entre os coeficientes é muito pequena.

Considerando o modelo AvW, não temos valores para as variáveis de PIB, devido ao uso de *dummies* para país importador e exportador. Com exceção

dos coeficientes do $\ln(\text{DISTANCE})$, todos os demais estimadores são bem distintos nos três artigos. O que deve se notar de interessante é que, enquanto em ST, a variável de acesso ao mar não foi incluída na regressão, ela o foi em LM. Silva e Tenreyro devem ter percebido que as *dummies* dos países capturavam o efeito dela, o que também ocorre para o ano de 1989.

Meta-análise: Modelo AvW

<i>Dependent variable:</i>			
Total Exports			
	BB	ST	LM
$\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$	-1.30	-1.35	-1.43
$\text{ADJ}_{i,j}$	0.58	0	0.37
$\text{COMMON_LANG}_{i,j}$	0.98	0.41	0.71
$\text{RTA}_{i,j}$	-1.08	0.31	0
LANDLOCKED_j			0

Por fim, comparamos ST e LM para o modelo PPML. Enquanto as *dummies* de adjacência e língua comum apresentam coeficientes bem próximos, os demais não. Ainda nos atentamos ao estimador significativo e positivo para a variável de acesso ao mar. Isto indica que nossa estimação sofre de algum viés para o ano de 1989, já que nos demais anos da tabela 8 desta monografia, esses coeficientes são todos não significantes.

De maneira geral, nossos resultados parecem fazer mais sentido com a literatura passada se considerarmos o modelo de Tinbergen. Para o modelo AvW e PPML, algumas variáveis são bem parecidas, mas outras não. De maneira geral, nossos resultados são mais condizentes com as estimações de Silva e Tenreyro.

<i>Dependent variable:</i>		
Total Exports		
	ST	LM
$\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$	-0.77	-0.47
$\text{ADJ}_{i,j}$	0.35	0.50
$\text{COMMON_LANG}_{i,j}$	0.42	0.41
$\text{RTA}_{i,j}$	0.31	0.74
$\text{LANDLOCKED}_{i,j}$		0.85

5.1.1 Corte Transversal: Importação

Agora nos voltamos para os resultados de cada modelo, comparando entre suas versões sem e com tarifa. Analisaremos em sub-subseções a estimação dos modelos em corte transversal. A primeira se refere à estimação dos três modelos (Tinbergen, AvW e PPML) em anos selecionados, sendo a importação a variável dependente. São dez regressões em corte transversal, cada uma sendo um ano, tal que se refere ao ano de 1989, ao ano de 1992, progredindo de 3 em 3 anos até o ano de 2016.

A forma menos penosa computacionalmente, foi utilizar o vetor de tarifas de importação e outro vetor de tarifas interada com a *dummy* para quando o Brasil é importador. Enquanto a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$ é o vetor de tarifas para o mundo, a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$ é a interação da *dummy* Brasil com as tarifas, i.e, um vetor apenas com as tarifas brasileiras. A essa forma chamamos de tarifa B, para diferenciar da tarifa A que se encontra no Apêndice desta monografia.

De maneira geral, o modelo de Tinbergen parece ser bem sucedido. Quase todas as variáveis estão com os sinais corretos, as magnitudes dos coeficientes não variam muito em relação as versões com e sem tarifa, com exceção da variável LANDLOCKED.

A variável de log distância, $\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$, varia entre -1.1 e -1.25. As variáveis de log PIB para países importador e exportador variam entre 0.87 e 0.96, e 1.036 e 1.26. A variável de adjacência fica entre 0.47 a 1.05. O coeficiente para língua comum está entre 0.68 e 1.09. E o estimador para acordo de livre comércio, $\text{RTA}_{i,j}$, se encontra entre 0.55 e 1.0.

As variáveis de tarifa não mudam muito a partir do ano de 1998, quando ela se torna significativa. O efeito conjunto das duas variáveis tarifárias variam de -3.60 a -5.49. Em um caso a variável de tarifa brasileira foram positivas, na regressão (7), ano de 2007. Antes de 1998, todos os coeficientes de tarifa

de país genérico, isto é, um país qualquer da amostra, são positivos. Este resultado parece não ter sentido econômico.

Sempre devemos ter em mente que o modelo de Tinbergen é viesado já que não leva em conta o termo de resistência multilateral. E que cada ano nas tabelas não é perfeitamente comparável a outro devido a choques e ao fato da base de países mudar de ano para ano. Mas é inevitável notar dois fatos:

1) Existe uma tendência quase sempre crescente do valor absoluto dos estimadores para distância, e uma variação muito grande entre os estimadores de todas as demais variáveis, com exceção do log do PIB.

É claro que esses valores estão suscetíveis a fatores como o progresso da implementação de um acordo comercial, mudanças tecnológicas, choques macroeconômicos, além de problemas já mencionados como o número de países não ser constante entre os anos. Mas no caso da distância, o progresso tecnológico deveria ter diminuído a influência desta sobre o comércio internacional, e para as regressões de 2001 e 2016 a quantidade de países utilizada é muito parecida.

Ademais, esperávamos um aumento do impacto dos acordos comerciais a medida que eles entrassem em plena implementação. Nos anos 1980 e 1990 foram firmados vários desses acordos que entraram em pleno funcionamento no começo dos anos 2000. E isto de fato parece ocorrer, mas não de forma linear. E ao invés de haver uma estabilização do estimador para acordos de livre comércio, ele varia bastante entre os anos após 2000. Isso pode ocorrer devido a choques ou devido a influência intertemporal do processo de implementação do acordo.

2) Estranhamente, o efeito da tarifa brasileira não é maior na primeira metade das regressões, quando houve redução tarifária no Brasil, mas sim na segunda metade, quando as tarifas já não variaram tanto. Outro ponto é que para alguns anos, no modelo de tarifa B houve coeficientes positivos e significantes para a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$, o que não tem sentido econômico. O mesmo ocorre com $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$, com exceção do ano de 2007.

Tabela 2: Modelo de Tinbergen sem Tarifa

<i>Dependent variable:</i>										
Total Imports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.569** (0.073)	-0.913** (0.062)	-0.390** (0.053)	-0.291** (0.047)	-0.420** (0.045)	-0.535** (0.046)	-0.667** (0.046)	-0.644** (0.045)	-0.732** (0.046)	-0.762** (0.045)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.156** (0.031)	-1.101** (0.029)	-1.071** (0.025)	-1.106** (0.024)	-1.150** (0.024)	-1.159** (0.025)	-1.072** (0.026)	-1.211** (0.025)	-1.214** (0.025)	-1.229** (0.025)
ADJ _{i,j}	0.469** (0.145)	0.827** (0.136)	1.033** (0.119)	0.922** (0.114)	0.896** (0.118)	1.053** (0.121)	1.029** (0.124)	0.937** (0.126)	0.889** (0.129)	0.833** (0.126)
COMMON_LANG _{i,j}	0.684** (0.055)	0.820** (0.053)	0.819** (0.050)	0.809** (0.047)	0.771** (0.047)	0.998** (0.048)	1.061** (0.048)	1.085** (0.048)	1.088** (0.050)	0.898** (0.049)
RTA _{i,j,t}	0.549** (0.114)	0.521** (0.107)	0.749** (0.076)	0.647** (0.067)	0.959** (0.066)	0.814** (0.061)	0.993** (0.060)	0.765** (0.052)	0.893** (0.051)	0.824** (0.048)
ln(GDP _i)	0.897** (0.010)	0.870** (0.009)	0.901** (0.008)	0.913** (0.008)	0.946** (0.008)	0.954** (0.008)	0.959** (0.007)	0.955** (0.007)	0.961** (0.008)	0.949** (0.008)
ln(GDP _j)	1.036** (0.010)	1.062** (0.009)	1.045** (0.008)	1.125** (0.008)	1.154** (0.007)	1.179** (0.007)	1.194** (0.007)	1.234** (0.008)	1.244** (0.008)	1.254** (0.008)
Constant	-21.447** (0.426)	-22.160** (0.393)	-23.063** (0.350)	-25.070** (0.334)	-26.466** (0.328)	-27.633** (0.342)	-29.378** (0.345)	-29.374** (0.343)	-29.976** (0.353)	-29.626** (0.351)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.625	0.641	0.629	0.656	0.653	0.649	0.651	0.651	0.639	0.645
Adjusted R ²	0.625	0.641	0.628	0.656	0.653	0.649	0.651	0.651	0.639	0.645
Residual Std. Error	2.194 (df = 10027)	2.204 (df = 11446)	2.287 (df = 15624)	2.224 (df = 17597)	2.379 (df = 20471)	2.476 (df = 21583)	2.553 (df = 22965)	2.605 (df = 23845)	2.685 (df = 24337)	2.613 (df = 23687)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 3: Modelo AvW sem Tarifa

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Imports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i		-0.351 (0.432)	-1.388*** (0.294)	0.143 (0.281)	-0.666** (0.259)	-1.122*** (0.284)	-1.586*** (0.284)	-2.340*** (0.289)	-1.658*** (0.294)	-2.104*** (0.308)	-1.468*** (0.296)
ln(DISTANCE _{i,j})		-1.428*** (0.032)	-1.412*** (0.030)	-1.387*** (0.026)	-1.382*** (0.025)	-1.526*** (0.026)	-1.586*** (0.026)	-1.590*** (0.026)	-1.692*** (0.025)	-1.661*** (0.026)	-1.643*** (0.025)
ADJ _{i,j}		0.370*** (0.132)	0.637*** (0.125)	0.793*** (0.107)	0.670*** (0.105)	0.499*** (0.108)	0.480*** (0.109)	0.468*** (0.110)	0.573*** (0.111)	0.602*** (0.113)	0.557*** (0.109)
COMMON_LANG _{i,j}		0.710*** (0.060)	0.741*** (0.058)	0.863*** (0.053)	0.763*** (0.051)	0.708*** (0.052)	0.812*** (0.051)	0.880*** (0.051)	0.904*** (0.051)	0.927*** (0.052)	0.816*** (0.051)
RTA _{i,j,t}		0.079 (0.113)	0.066 (0.106)	0.386*** (0.072)	0.453*** (0.064)	0.616*** (0.063)	0.692*** (0.059)	0.667*** (0.058)	0.355*** (0.052)	0.469*** (0.051)	0.507*** (0.048)
Constant		25.103*** (0.518)	24.742*** (0.402)	23.973*** (0.369)	24.137*** (0.346)	25.350*** (0.363)	26.038*** (0.363)	25.514*** (0.360)	26.041*** (0.356)	26.543*** (0.367)	25.477*** (0.354)
Observations		10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²		0.721	0.731	0.732	0.736	0.732	0.740	0.746	0.748	0.743	0.752
Adjusted R ²		0.713	0.724	0.726	0.731	0.727	0.735	0.742	0.744	0.739	0.748
Residual Std. Error		1.919 (df = 9743)	1.934 (df = 11139)	1.963 (df = 15281)	1.966 (df = 17247)	2.111 (df = 20101)	2.152 (df = 21211)	2.196 (df = 22591)	2.230 (df = 23473)	2.282 (df = 23967)	2.202 (df = 23325)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 4: Modelo PPML sem Tarifas

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Imports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i		0.851** (0.414)	-0.119 (0.336)	0.576 (0.490)	0.193 (0.433)	-0.521 (0.567)	-0.641 (0.571)	-0.804 (0.491)	-0.511 (0.541)	-0.704 (0.538)	-0.326 (0.561)
ln(DISTANCE _{i,j})		-0.469*** (0.036)	-0.526*** (0.037)	-0.505*** (0.032)	-0.465*** (0.031)	-0.510*** (0.030)	-0.600*** (0.030)	-0.646*** (0.032)	-0.641*** (0.034)	-0.671*** (0.032)	-0.649*** (0.029)
ADJ _{i,j}		0.499*** (0.113)	0.520*** (0.112)	0.466*** (0.097)	0.480*** (0.088)	0.466*** (0.080)	0.325*** (0.071)	0.335*** (0.072)	0.334*** (0.078)	0.313*** (0.083)	0.287*** (0.076)
COMMON_LANG _{i,j}		0.411*** (0.074)	0.428*** (0.076)	0.433*** (0.077)	0.364*** (0.073)	0.335*** (0.067)	0.336*** (0.073)	0.299*** (0.077)	0.240*** (0.075)	0.167** (0.076)	0.162** (0.074)
RTA _{i,j,t}		0.742*** (0.114)	0.559*** (0.112)	0.721*** (0.090)	0.829*** (0.084)	0.791*** (0.081)	0.668*** (0.072)	0.468*** (0.066)	0.427*** (0.062)	0.356*** (0.056)	0.417*** (0.055)
Constant		17.227*** (0.499)	18.801*** (0.440)	17.944*** (0.434)	18.049*** (0.414)	18.304*** (0.429)	19.345*** (0.435)	20.210*** (0.486)	19.722*** (0.397)	20.767*** (0.439)	19.992*** (0.454)
Observations		10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 5: Modelo De Tinbergen com Tarifa B

		Dependent variable:									
		Total Imports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i		-0.562*** (0.071)	-0.910*** (0.065)	-0.394*** (0.052)	-0.300*** (0.048)	-0.434*** (0.047)	-0.539*** (0.047)	-0.661*** (0.047)	-0.641*** (0.046)	-0.731*** (0.050)	-0.757*** (0.048)
ln(DISTANCE _{i,j})		-1.154*** (0.031)	-1.100*** (0.029)	-1.071*** (0.025)	-1.101*** (0.024)	-1.145*** (0.023)	-1.155*** (0.024)	-1.073*** (0.025)	-1.207*** (0.024)	-1.211*** (0.024)	-1.224*** (0.024)
ADJ _j		0.487*** (0.127)	0.839*** (0.127)	1.027*** (0.109)	0.948*** (0.103)	0.924*** (0.101)	1.068*** (0.107)	1.030*** (0.109)	0.945*** (0.107)	0.905*** (0.112)	0.843*** (0.110)
COMMON_LANG _{i,j}		0.684*** (0.058)	0.815*** (0.056)	0.810*** (0.050)	0.812*** (0.048)	0.792*** (0.047)	1.003*** (0.046)	1.076*** (0.047)	1.091*** (0.047)	1.091*** (0.048)	0.906*** (0.048)
RTA _{i,j,t}		0.553*** (0.103)	0.525*** (0.100)	0.758*** (0.070)	0.643*** (0.063)	0.949*** (0.060)	0.805*** (0.055)	0.976*** (0.054)	0.748*** (0.048)	0.879*** (0.047)	0.790*** (0.045)
ln(GDP _i)		0.896*** (0.009)	0.869*** (0.009)	0.898*** (0.008)	0.917*** (0.008)	0.946*** (0.008)	0.955*** (0.008)	0.951*** (0.008)	0.954*** (0.008)	0.961*** (0.008)	0.946*** (0.008)
ln(GDP _j)		1.036*** (0.009)	1.061*** (0.009)	1.043*** (0.008)	1.127*** (0.008)	1.156*** (0.007)	1.180*** (0.008)	1.194*** (0.008)	1.234*** (0.008)	1.245*** (0.008)	1.254*** (0.008)
ln(TARIFF _{i,j,t})		0.600** (0.281)	0.356* (0.216)	0.459*** (0.177)	-0.366* (0.210)	-1.007*** (0.210)	-0.328 (0.219)	-0.739*** (0.240)	-0.573** (0.254)	-0.369 (0.271)	-0.768** (0.268)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}		-2.166*** (0.725)	-3.531*** (1.245)	-0.995 (1.410)	-4.785*** (1.152)	-3.183** (1.393)	-5.646*** (1.653)	7.069*** (1.171)	-4.135*** (1.426)	-3.812** (1.498)	-5.321*** (1.405)
Constant		-21.454*** (0.438)	-22.144*** (0.419)	-22.952*** (0.363)	-25.216*** (0.341)	-26.438*** (0.328)	-27.682*** (0.340)	-29.136*** (0.348)	-29.344*** (0.346)	-29.981*** (0.358)	-29.544*** (0.359)
Observations		10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²		0.626	0.642	0.629	0.656	0.654	0.650	0.652	0.652	0.640	0.645
Adjusted R ²		0.625	0.642	0.628	0.656	0.653	0.650	0.651	0.651	0.639	0.645
Residual Std. Error		2.194 (df = 10025)	2.203 (df = 11444)	2.287 (df = 15622)	2.223 (df = 17595)	2.377 (df = 20469)	2.475 (df = 21581)	2.552 (df = 22963)	2.604 (df = 23843)	2.684 (df = 24335)	2.611 (df = 23685)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

As regressões do modelo AvW são aquelas as quais não devemos esperar viés advindas da resistência multilateral. O interessante, é que os pontos que se observam no modelo de Tinbergen continuam.

1) Os estimadores para a distância continuam quase sempre crescentes em módulo, enquanto os coeficientes para demais variáveis continuam variando sem tendência clara, com exceção da variável de acordo comercial. 2) Ainda existem casos em que a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$ é positiva e significativa, ainda que pequena em valor. O mesmo não pode mais ser dito sobre a variável, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$.

Em relação ao modelo de Tinbergen, as mudanças são evidentes. A variável LANDLOCKED, muda muito, dobrando o valor do estimador no modelo com tarifa nos anos de 1998 a 2016. Para as demais variáveis, os valores dos coeficientes são semelhantes nas duas tabelas.

A variável RTA perde a significância para os anos de 1989 e 1991, talvez por causa da falta de tempo para os acordos fazerem efeito, ou talvez pela existência de poucos acordos. De fato o número de acordos computados cresce a a partir do ano de 1992. A partir de 1995, o coeficiente da variável de acordo de livre comércio se torna significativa, crescendo até 2004, e declinando desde então. O ano de 2010, apresenta forte declínio no estimador da variável, possível que seja por consequência da crise de 2008. Os valores dos coeficientes da RTA são menores do que no modelo de Tinbergen.

Para as variáveis ADJ e COMMON_LANG, também há queda nos coeficientes em relação a Tinbergen. O oposto ocorre com $\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$, cujo valor dos estimadores aumentou em módulo.

Por fim, a significância e magnitude das variáveis de tarifa mudam muito em relação ao modelo de Tinbergen. No modelo AvW o coeficiente de $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$ ou a soma dos coeficientes de $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$ variam

de -2.72 a -22.64. No modelo com tarifas B, em apenas 2 anos a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$ é significativa e em 7 anos a $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$ o é, e nenhum deles faz parte da época da abertura, com exceção de 1995, quando a abertura já estava quase completa. Mas o coeficiente da variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$ é positivo.

Tabela 6: Modelo AvW com Tarifa B

<i>Dependent variable:</i>										
Total Imports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.347 (0.549)	-1.388*** (0.365)	0.138 (0.307)	-0.723** (0.308)	-1.070*** (0.334)	-1.488*** (0.333)	-2.202*** (0.392)	-1.512*** (0.362)	-1.943*** (0.339)	-1.379*** (0.364)
$\ln(\text{DISTANCE}_{i,j})$	-1.430*** (0.033)	-1.413*** (0.032)	-1.382*** (0.027)	-1.381*** (0.026)	-1.527*** (0.026)	-1.587*** (0.026)	-1.591*** (0.027)	-1.694*** (0.026)	-1.663*** (0.026)	-1.645*** (0.026)
ADJ _{i,j}	0.370*** (0.130)	0.639*** (0.130)	0.793*** (0.108)	0.672*** (0.107)	0.504*** (0.106)	0.464*** (0.108)	0.445*** (0.113)	0.555*** (0.113)	0.595*** (0.117)	0.544*** (0.118)
COMMON_LANG _{i,j}	0.712*** (0.062)	0.742*** (0.061)	0.857*** (0.055)	0.761*** (0.053)	0.711*** (0.053)	0.814*** (0.051)	0.881*** (0.051)	0.902*** (0.051)	0.921*** (0.052)	0.815*** (0.051)
RTA _{i,j,t}	0.076 (0.111)	0.065 (0.103)	0.386*** (0.071)	0.452*** (0.062)	0.618*** (0.059)	0.687*** (0.056)	0.650*** (0.054)	0.336*** (0.049)	0.446*** (0.049)	0.471*** (0.046)
$\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t})$	-0.555 (0.627)	-0.136 (0.349)	0.982*** (0.311)	0.320 (0.373)	-0.752** (0.331)	-0.965*** (0.286)	-1.227*** (0.296)	-1.314*** (0.316)	-1.269*** (0.303)	-1.455*** (0.287)
$\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t}) * D_{BR}$	-2.279 (2.972)	-2.579 (2.724)	1.215 (3.379)	-4.377 (5.371)	-21.949*** (5.922)	-11.809 (7.438)	-9.934** (4.726)	-2.495 (3.329)	0.309 (5.053)	-1.900 (2.682)
Constant	25.107*** (0.606)	24.746*** (0.460)	23.938*** (0.390)	24.132*** (0.370)	25.428*** (0.385)	26.100*** (0.374)	25.618*** (0.375)	26.136*** (0.372)	26.648*** (0.360)	25.609*** (0.385)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.722	0.731	0.733	0.736	0.732	0.740	0.746	0.749	0.744	0.752
Adjusted R ²	0.713	0.724	0.726	0.731	0.727	0.735	0.742	0.745	0.740	0.748
Residual Std. Error	1.919 (df = 9741)	1.934 (df = 11137)	1.963 (df = 15279)	1.966 (df = 17245)	2.109 (df = 20099)	2.151 (df = 21209)	2.195 (df = 22589)	2.229 (df = 23471)	2.281 (df = 23965)	2.200 (df = 23323)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

O modelo PPML difere bastante dos outros dois. O valor dos coeficientes muda bastante. Para as variáveis $\ln(\text{DISTANCE})$, ADJ e COMMON_LANG os valores dos seus estimadores são menores do que os coeficientes no modelo AvW, considerando ou não o uso de tarifas. O efeito dos acordos de livre comércio é maior no modelo PPML do que no do AvW, e existem mais anos em que ele é significativo.

O contrário ocorre para a variável LANDLOCKED, em que só há significância para o ano de 1989, no modelo sem tarifa. O modelo com tarifa B repete o padrão de significância do modelo sem tarifa, exceto para o ano de 2010. Não existe comparação clara a ser feita para a variável de acesso ao mar quando consideramos os modelos de Anderson-van Wincoop e o PPML. Em alguns anos o efeito da variável é maior em AvW, em outros é maior no PPML, e varia também de acordo com a inclusão ou exclusão das variáveis de tarifa.

Parece ocorrer colinearidade perfeita da variável LANDLOCKED com as *dummies* de país importador. Nesse caso, a variável deveria nem ser computada pelo programa estatístico utilizado, o R. Pode ser que o programa tenha retirado alguma *dummy* do modelo e interpretado ela como NA. Assim, o efeito da variável LANDLOCKED não é relativo ao acesso ao mar mas a algum efeito fixo de país importador.

Quanto ao efeito da tarifa, continuamos a ver estimadores positivos para a $\ln(\text{TARIFF}_{i,j})$, enquanto a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j}) * D_{BR}$ continua sempre negativa, ou não significativa. Existem mais coeficientes significantes e positivos no modelo PPML, no entanto, o que leva a questionar a validade do modelo.

Mas só poderemos ver se ele é ou não aceitável no contexto dessa monografia, após retirarmos as fontes de vies explicitadas na seção 3.

Tabela 7: Modelo PPML com Tarifas B

	<i>Dependent variable:</i>									
	Total Imports									
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	0.848** (0.417)	-0.121 (0.337)	0.575 (0.490)	0.178 (0.459)	-0.585 (0.565)	-0.714 (0.572)	-0.980** (0.497)	-0.642 (0.542)	-0.788 (0.547)	-0.423 (0.573)
ln(DISTANCE _{ij})	-0.467*** (0.036)	-0.525*** (0.037)	-0.505*** (0.032)	-0.465*** (0.031)	-0.514*** (0.030)	-0.602*** (0.030)	-0.648*** (0.032)	-0.646*** (0.033)	-0.672*** (0.032)	-0.653*** (0.028)
ADJ _{ij}	0.501*** (0.112)	0.520*** (0.112)	0.466*** (0.097)	0.480*** (0.088)	0.470*** (0.081)	0.319*** (0.071)	0.328*** (0.072)	0.310*** (0.078)	0.276*** (0.083)	0.157** (0.076)
COMMON_LANG _{ij}	0.418*** (0.074)	0.433*** (0.076)	0.434*** (0.077)	0.364*** (0.073)	0.328*** (0.067)	0.337*** (0.073)	0.298*** (0.076)	0.238*** (0.074)	0.165** (0.075)	0.157** (0.073)
RIA _{ij,t}	0.715*** (0.111)	0.544*** (0.109)	0.718*** (0.091)	0.830*** (0.083)	0.807*** (0.081)	0.682*** (0.072)	0.500*** (0.067)	0.457*** (0.062)	0.373*** (0.059)	0.463*** (0.061)
ln(TARIFF _{ij,t})	-0.972 (0.923)	-0.469 (0.700)	-0.193 (0.622)	0.076 (0.722)	1.221* (0.707)	0.992 (0.707)	1.519** (0.692)	1.296** (0.582)	0.753 (0.710)	1.567** (0.743)
ln(TARIFF _{ij,t}) ² D _{BR}	-2.589 (1.774)	-4.252* (2.462)	-0.307 (3.481)	-4.586 (3.808)	-9.953** (4.542)	-9.818*** (3.427)	-3.964* (2.062)	-0.102 (1.881)	0.919 (3.832)	-4.240*** (1.520)
Constant	17.172*** (0.502)	18.778*** (0.438)	17.935*** (0.434)	18.045*** (0.418)	18.212*** (0.428)	19.275*** (0.439)	20.104*** (0.500)	19.709*** (0.398)	20.727*** (0.444)	19.917*** (0.465)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.1.2 Corte Transversal: Exportação

Quando analisamos o efeito do acesso ao mar, tivemos que reorganizar a *dummy* LANDLOCKED para que ela fosse relativa aos exportadores e não aos importadores. A mesma coisa serve para as variáveis de tarifa. Como queríamos ver o efeito das tarifas de importação sobre a exportação do país aplicador, tivemos que reorganizar os vetores referentes a tarifa para que elas se referissem ao exportador.

Os resultados dos modelos sem tarifas corrobora os resultados desses mesmos modelos para a importação, na seção anterior. Note que para os modelos AvW sem tarifa e PPML sem tarifa, os valores para todas as variáveis, com exceção da LANDLOCKED, são exatamente os mesmos tanto nos modelos para importação quanto para exportação. Os modelos de Tinbergen apresentam coeficientes semelhantes para essas variáveis, mas não são exatamente iguais.

Isso faz todo sentido pois essas variáveis são comuns ao importador e ao exportador. A única diferença é que ao invés de falarmos do efeito da variável x sobre as importações do país a vindas do país b , estamos falando do efeito sobre as exportações do país b para o país a , ou seja, da mesma coisa. Devemos, portanto, esperar que os valores sejam os mesmos.

Suponho que motivo pelo qual os modelos de Tinbergen para importação e exportação diferem é o viés de resistência multilateral. Uma vez que colocamos *dummies* para importador e exportador, essas pequenas diferenças entre as variáveis diádicas somem. Não temos, no entanto, provas para essa afirmação. Simplesmente faz sentido dado o papel das *dummies*.

Nos modelos AvW e PPML, a distância tem efeito crescente a cada ano nas *cross sections*, como havíamos detectado antes nos modelos de importação. Adiaremos a discussão do *distance puzzle* para os modelos em dados de painel, mas se deve notar que esse *puzzle* não aparece no modelo de Tinbergen.

Por fim, o modelo AvW, de Tinbergen e PPML se diferenciam em dois aspectos. A variável de acesso ao mar é significativa para todos os anos selecionados, em Tinbergen, e em nove dos dez anos para AvW. Entretanto, a luz do PPML em apenas três anos a variável de acesso ao mar é significativa, 2007, 2010, 2013. Notamos que o sinal da variável LANDLOCKED é positivo para o modelo AvW. Isso deve ocorrer pois as *dummies* de exportador formam combinação linear da variável de LANDLOCKED, basta pegar os países que não tem acesso ao mar. O R ignora variáveis perfeitamente colineares. Alguma *dummy* deve ter sido considerada NA, enquanto a variável de acesso recebeu significância estatística.

Ao mesmo tempo, a variável RTA é significativa em todos os anos para os modelos de Tinbergen e PPML, mas não para os dois primeiros anos, 1989 e 1992, no modelo AvW. Os coeficientes no entanto são muito inconstantes, sequer seguem alguma tendência. Isso vale também para o instrumento de aproximação cultural, COMMON_LANG.

LANDLOCKED e COMMON_LANG deveriam ser variáveis com valores pouco variantes no tempo. Não parece plausível que os custos inerentes ao comércio com países sem acesso ao mar varie de forma inconstante nos últimos 30 anos. Ou a construção de infraestrutura e acordos comerciais aumentaram a facilidade de exportar sem acesso ao mar, ou não houve mudança do efeito dessa variável sobre a exportação. No caso do acesso ao mar, podemos suspeitar do viés de resistência multilateral, já que a variável LANDLOCKED só deveria ser significativa sob o modelo de Tinbergen. Também suspeitamos da

entrada e saída de países na amostra, que se estabiliza a partir do ano de 2007. Mas mesmo após esse ano, ainda há grande variação no valor dos coeficientes em cada *cross section*.

Quanto a aproximação cultural dos países, é pouco crível que as semelhanças culturais tenham uma influência tão errática. Esse padrão pode vir do fato de haver entrada e saída de países na amostra de cada ano. Todavia, em todos os anos, entram mais países do que saem na amostra, e a partir de 2007 o número de observações não varia tanto, enquanto ainda observamos grande variação no valor dos coeficientes.

A variável de acordo comercial varia com o tempo a medida em que um acordo está em fase de implementação. Nesse caso nossa estimativa para o coeficiente do tratamento RTA é viesado. Também pode ser que incluímos mais países com RTAs a cada ano, o que causa a variação. Variáveis bilaterias que não observamos podem causar viés de variável omitida no tratamento de RTA.

Ademais, ao contrário do que se vê na literatura, os coeficientes dessas variáveis nos modelos PPML são por vezes semelhantes, outras vezes maiores ou menores do que os coeficientes do modelo AvW. A diferença de grandeza dos coeficientes entre os dois modelos deveria ser sempre positiva, negativa, ou nula, mas não deveria variar com os anos, como ocorre para as variáveis binárias mencionadas no parágrafo anterior.

Tabela 8: Modelo De Tinbergen sem Tarifa

<i>Dependent variable:</i>										
Total Exports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.309*** (0.073)	-0.468*** (0.067)	-0.361*** (0.053)	-0.302*** (0.050)	-0.306*** (0.049)	-0.441*** (0.049)	-0.557*** (0.048)	-0.773*** (0.049)	-0.844*** (0.050)	-0.936*** (0.049)
ln(DISTANCE _{ij})	-1.152*** (0.031)	-1.093*** (0.029)	-1.069*** (0.025)	-1.105*** (0.024)	-1.147*** (0.023)	-1.156*** (0.025)	-1.065*** (0.025)	-1.216*** (0.024)	-1.218*** (0.024)	-1.235*** (0.024)
ADJ _{ij}	0.432*** (0.123)	0.780*** (0.121)	1.031*** (0.108)	0.924*** (0.103)	0.887*** (0.099)	1.044*** (0.105)	1.023*** (0.107)	0.951*** (0.106)	0.900*** (0.110)	0.851*** (0.110)
COMMON_LANG _{ij}	0.690*** (0.058)	0.843*** (0.056)	0.818*** (0.050)	0.809*** (0.047)	0.778*** (0.047)	1.003*** (0.046)	1.070*** (0.047)	1.069*** (0.047)	1.073*** (0.048)	0.879*** (0.047)
RTA _{ij,t}	0.559*** (0.102)	0.551*** (0.100)	0.747*** (0.070)	0.647*** (0.062)	0.961*** (0.059)	0.819*** (0.055)	1.004*** (0.053)	0.765*** (0.048)	0.894*** (0.047)	0.815*** (0.044)
ln(GDP _i)	0.906*** (0.009)	0.893*** (0.009)	0.912*** (0.008)	0.922*** (0.007)	0.960*** (0.007)	0.970*** (0.007)	0.978*** (0.007)	0.975*** (0.007)	0.984*** (0.008)	0.974*** (0.008)
ln(GDP _j)	1.027*** (0.010)	1.046*** (0.009)	1.033*** (0.008)	1.114*** (0.008)	1.143*** (0.008)	1.164*** (0.008)	1.175*** (0.008)	1.209*** (0.008)	1.217*** (0.008)	1.223*** (0.008)
Constant	-21.497*** (0.435)	-22.463*** (0.415)	-23.040*** (0.359)	-25.035*** (0.341)	-26.581*** (0.328)	-27.722*** (0.339)	-29.455*** (0.343)	-29.191*** (0.340)	-29.809*** (0.351)	-29.400*** (0.347)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.624	0.636	0.628	0.656	0.652	0.649	0.650	0.652	0.640	0.647
Adjusted R ²	0.623	0.636	0.628	0.656	0.652	0.648	0.650	0.652	0.640	0.647
Residual Std. Error	2.199 (df = 10027)	2.219 (df = 11446)	2.288 (df = 15624)	2.224 (df = 17597)	2.381 (df = 20471)	2.478 (df = 21583)	2.557 (df = 22965)	2.601 (df = 23845)	2.681 (df = 24337)	2.605 (df = 23687)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 9: Modelo AvW sem tarifa

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Exports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	0.658 (0.410)	1.439*** (0.463)	1.838*** (0.377)	1.310*** (0.355)	1.762*** (0.362)	1.311*** (0.364)	1.086*** (0.328)	0.940*** (0.339)	0.776** (0.378)	2.736*** (0.401)	
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.428*** (0.033)	-1.412*** (0.032)	-1.387*** (0.027)	-1.382*** (0.026)	-1.526*** (0.026)	-1.586*** (0.026)	-1.590*** (0.027)	-1.692*** (0.026)	-1.661*** (0.026)	-1.643*** (0.026)	
ADJ _{i,j}	0.370*** (0.129)	0.637*** (0.130)	0.793*** (0.108)	0.670*** (0.107)	0.499*** (0.106)	0.480*** (0.108)	0.468*** (0.112)	0.573*** (0.112)	0.602*** (0.117)	0.557*** (0.118)	
COMMON_LANG _{i,j}	0.710*** (0.062)	0.741*** (0.061)	0.863*** (0.055)	0.763*** (0.053)	0.708*** (0.053)	0.812*** (0.051)	0.880*** (0.051)	0.904*** (0.051)	0.927*** (0.052)	0.816*** (0.051)	
RTA _{i,j,t}	0.079 (0.110)	0.066 (0.103)	0.386*** (0.071)	0.453** (0.062)	0.616*** (0.059)	0.692*** (0.056)	0.667*** (0.054)	0.355*** (0.049)	0.469*** (0.049)	0.507*** (0.046)	
Constant	24.095*** (0.494)	21.915*** (0.539)	22.279*** (0.447)	22.161*** (0.435)	22.466*** (0.444)	23.140*** (0.455)	22.089*** (0.475)	23.443*** (0.453)	23.664*** (0.484)	21.273*** (0.498)	
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695	
R ²	0.721	0.731	0.732	0.736	0.732	0.740	0.746	0.748	0.743	0.752	
Adjusted R ²	0.713	0.724	0.726	0.731	0.727	0.735	0.742	0.744	0.739	0.748	
Residual Std. Error	1.919 (df = 9743)	1.934 (df = 11139)	1.963 (df = 15281)	1.966 (df = 17247)	2.111 (df = 20101)	2.152 (df = 21211)	2.196 (df = 22591)	2.230 (df = 23473)	2.282 (df = 23967)	2.202 (df = 23325)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 10: Modelo PPML sem Tarifas

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Exports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	0.244 (0.349)	0.233 (0.374)	-0.257 (0.435)	0.066 (0.495)	-0.617 (0.442)	-0.840 (0.560)	-1.059** (0.510)	-1.617*** (0.425)	-1.124*** (0.421)	0.861 (0.526)	
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.469*** (0.036)	-0.526*** (0.037)	-0.505*** (0.032)	-0.465*** (0.031)	-0.510*** (0.030)	-0.600*** (0.030)	-0.646*** (0.032)	-0.641*** (0.034)	-0.671*** (0.032)	-0.649*** (0.029)	
ADJ _{i,j}	0.499*** (0.113)	0.520*** (0.112)	0.466*** (0.097)	0.480*** (0.088)	0.466*** (0.080)	0.325*** (0.071)	0.335*** (0.072)	0.334*** (0.078)	0.313*** (0.083)	0.287*** (0.076)	
COMMON_LANG _{i,j}	0.411*** (0.074)	0.428*** (0.076)	0.433*** (0.077)	0.364*** (0.073)	0.335*** (0.067)	0.336*** (0.073)	0.299*** (0.077)	0.240*** (0.075)	0.167** (0.076)	0.162** (0.074)	
RTA _{i,j,t}	0.742*** (0.114)	0.559*** (0.112)	0.721*** (0.090)	0.829*** (0.084)	0.791*** (0.081)	0.668*** (0.072)	0.468*** (0.066)	0.427*** (0.062)	0.356*** (0.056)	0.417*** (0.055)	
Constant	17.834*** (0.498)	18.449*** (0.538)	18.777*** (0.648)	18.176*** (0.650)	18.400*** (0.696)	19.544*** (0.772)	20.466*** (0.657)	20.827*** (0.708)	21.188*** (0.665)	18.805*** (0.720)	
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Os modelos com inclusão de tarifa são, sucintamente, decepcionantes. Eles mostram que os coeficientes das variáveis, comuns aos modelos com e sem tarifa, são próximos demonstrando que não precisamos nos preocupar com a multicolinearidade da variável LANDLOCKED em relação aos demais regressores.

O efeito da tarifa contemporânea de um país i qualquer sobre suas exportações aparece positivo em vários anos nos modelos, em outros aparece positivo ou nulo. O resultado deveria ser nulo em todos os anos, as tarifas de importação contemporânea não deveriam afetar as exportações do país aplicador. Uma análise superficial poderia sugerir que o aumento de tarifas do país i hoje causará no futuro próximo o aumento de tarifas no parceiro comercial j , o que aumenta o embarque de produtos a serem exportados no presente.

A hipótese é no entanto um *long shot* e não leva em conta o efeito da tarifa passada sobre a atual. Caso um aumento de tarifa passada leve a um aumento da tarifa contemporânea, isto é, a hipótese de que há ciclos de queda e de aumento de tarifas, o estimador de tarifa contemporânea estará viesado. Se espera que, ao incluirmos a variável de tarifas defasadas, o coeficiente dela seja negativo, pela lógica da retaliação.

O aumento de exportações junto de tarifas de importação contemporâneas parece ser o caso de algum viés não identificado. Esse viés pode vir das tarifas passadas ou de variáveis bilaterais não observáveis. Variáveis bilaterais não observáveis também podem ser fontes de viés de variável omitida. A inclusão de *dummies* bilaterais deveria limpar esse efeito, mas não limpará o viés de variáveis não observáveis que variam bilateralmente e com o tempo. No entanto, *dummies* bilaterais só podem ser usadas em dados de painel, caso contrário teremos uma variável *dummy* para cada observação.

As tarifas passadas podem influir no custo de insumos de produção e na competitividade de uma indústria no mercado internacional, ao mesmo tempo que podem influenciar o nível da tarifa presente. Esse efeito deveria ser negativo sobre a exportação presente, e positivo sobre a tarifa contemporânea. O que levaria a um coeficiente negativo da tarifa contemporânea sobre a exportação, o que não é observado na maior parte dos casos. Exploraremos o efeito das defasagens das tarifas na subseção de Dados em Painel.

Especialmente no caso brasileiro, variável $\ln(\text{TARIFF}) * D_{BR}$, vemos um efeito negativo da tarifa contemporânea sobre as exportações no modelo PPML. Esse resultado pode não fazer sentido pois no Brasil há a política de *Drawback*, isto é, desoneração fiscal de importação de insumos que serão usados na produção de bens a serem exportados. Essa política, no entanto, não afeta todo o complexo exportador brasileiro. Essa política foi adotada em 1992, então o valor positivo da variável de tarifa brasileira no modelo PPML para o ano de 1989 não tem sentido. Ao mesmo tempo, para alguns anos posteriores a 1992, o valor é negativo, que como mencionamos talvez não devesse ocorrer.

Tabela 11: Modelo Tinbergen com tarifa B

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Exports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i		-0.293*** (0.073)	-0.444*** (0.067)	-0.361*** (0.053)	-0.284*** (0.050)	-0.295*** (0.049)	-0.433*** (0.049)	-0.554*** (0.048)	-0.772*** (0.049)	-0.842*** (0.050)	-0.931*** (0.049)
ln(DISTANCE _{i,j})		-1.154*** (0.031)	-1.101*** (0.029)	-1.068*** (0.025)	-1.100*** (0.024)	-1.143*** (0.023)	-1.156*** (0.025)	-1.063*** (0.025)	-1.219*** (0.024)	-1.221*** (0.024)	-1.239*** (0.024)
ADJ _{i,j}		0.403*** (0.124)	0.732*** (0.122)	1.009*** (0.108)	0.905*** (0.103)	0.870*** (0.099)	1.021*** (0.104)	1.019*** (0.107)	0.948*** (0.106)	0.895*** (0.110)	0.847*** (0.110)
COMMON_LANG _{i,j}		0.695*** (0.058)	0.835*** (0.056)	0.800*** (0.051)	0.770*** (0.048)	0.758*** (0.048)	0.986*** (0.046)	1.056*** (0.047)	1.076*** (0.047)	1.084*** (0.048)	0.889*** (0.048)
RTA _{i,j,t}		0.575*** (0.102)	0.566*** (0.099)	0.763*** (0.070)	0.662*** (0.062)	0.970*** (0.059)	0.840*** (0.055)	1.027*** (0.054)	0.759*** (0.048)	0.881*** (0.047)	0.803*** (0.045)
ln(GDP _{i,t})		0.903*** (0.009)	0.887*** (0.009)	0.904*** (0.008)	0.912*** (0.008)	0.955*** (0.007)	0.964*** (0.007)	0.972*** (0.008)	0.977*** (0.007)	0.986*** (0.008)	0.976*** (0.008)
ln(GDP _{j,t})		1.019*** (0.010)	1.032*** (0.009)	1.024*** (0.008)	1.112*** (0.008)	1.141*** (0.008)	1.162*** (0.008)	1.174*** (0.008)	1.207*** (0.008)	1.214*** (0.008)	1.219*** (0.008)
ln(TARIFF _{i,j,t})		0.801*** (0.305)	1.359*** (0.249)	0.876*** (0.198)	1.655*** (0.216)	0.824*** (0.221)	0.894*** (0.229)	0.763*** (0.253)	-0.335 (0.255)	-0.539** (0.251)	-0.534* (0.279)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}		1.774*** (0.406)	1.964* (1.122)	2.697*** (0.814)	-2.746*** (0.822)	1.932* (1.036)	7.950*** (0.861)	7.698*** (0.904)	1.908* (1.080)	2.754*** (0.795)	4.233*** (0.719)
Constant		-21.254*** (0.439)	-21.955*** (0.422)	-22.702*** (0.366)	-24.852*** (0.343)	-26.488*** (0.329)	-27.579*** (0.339)	-29.379*** (0.345)	-29.142*** (0.343)	-29.724*** (0.354)	-29.289*** (0.350)
Observations		10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²		0.624	0.638	0.629	0.657	0.653	0.649	0.651	0.652	0.641	0.647
Adjusted R ²		0.624	0.637	0.629	0.657	0.652	0.649	0.650	0.652	0.640	0.647
Residual Std. Error		2.197 (df = 10025)	2.215 (df = 11444)	2.286 (df = 15622)	2.220 (df = 17595)	2.380 (df = 20469)	2.476 (df = 21581)	2.555 (df = 22963)	2.601 (df = 23843)	2.680 (df = 24335)	2.605 (df = 23685)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 12: Modelo AvW com tarifa B

		<i>Dependent variable:</i>									
		Total Exports									
		(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i		0.658 (0.410)	1.434*** (0.463)	1.818*** (0.378)	0.932*** (0.358)	1.645*** (0.359)	1.233*** (0.365)	0.997*** (0.329)	0.896*** (0.339)	0.718* (0.379)	2.680*** (0.402)
ln(DISTANCE _{i,j})		-1.427*** (0.033)	-1.409*** (0.032)	-1.369*** (0.027)	-1.358*** (0.027)	-1.503*** (0.026)	-1.574*** (0.026)	-1.577*** (0.027)	-1.687*** (0.026)	-1.656*** (0.026)	-1.634*** (0.026)
ADJ _{i,j}		0.357*** (0.129)	0.628*** (0.130)	0.790*** (0.108)	0.672*** (0.106)	0.504*** (0.106)	0.491*** (0.108)	0.485*** (0.112)	0.585*** (0.112)	0.606*** (0.117)	0.577*** (0.118)
COMMON_LANG _{i,j}		0.709*** (0.062)	0.739*** (0.061)	0.843*** (0.055)	0.744*** (0.053)	0.693*** (0.053)	0.805*** (0.051)	0.875*** (0.050)	0.903*** (0.051)	0.926*** (0.052)	0.810*** (0.051)
RTA _{i,j,t}		0.084 (0.110)	0.072 (0.103)	0.393*** (0.071)	0.456*** (0.062)	0.623*** (0.058)	0.705*** (0.056)	0.692*** (0.054)	0.364*** (0.049)	0.481*** (0.049)	0.539*** (0.046)
ln(TARIFF _{i,j,t})		0.074 (0.381)	0.357 (0.288)	1.950*** (0.283)	2.327*** (0.353)	2.079*** (0.302)	1.215*** (0.278)	1.315*** (0.292)	0.593** (0.277)	0.620** (0.269)	1.367*** (0.271)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}		3.031*** (0.737)	3.113** (1.451)	9.110*** (2.055)	4.108* (2.307)	3.644 (2.645)	5.825* (3.224)	2.400* (1.456)	1.993 (2.546)	2.776 (2.386)	4.069** (1.619)
Constant		24.089*** (0.495)	21.890*** (0.540)	22.147*** (0.448)	22.008*** (0.435)	22.109*** (0.445)	22.984*** (0.456)	21.904*** (0.478)	23.380*** (0.453)	23.596*** (0.486)	21.127*** (0.500)
Observations		10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²		0.722	0.732	0.734	0.738	0.733	0.740	0.746	0.748	0.743	0.752
Adjusted R ²		0.713	0.724	0.728	0.732	0.728	0.735	0.742	0.744	0.739	0.748
Residual Std. Error		1.919 (df = 9741)	1.933 (df = 11137)	1.958 (df = 15279)	1.961 (df = 17245)	2.107 (df = 20099)	2.151 (df = 21209)	2.195 (df = 22589)	2.230 (df = 23471)	2.282 (df = 23965)	2.200 (df = 23323)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 13: Modelo PPML com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>										
Total Exports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _{<i>i</i>}	0.234 (0.351)	0.232 (0.374)	-0.256 (0.435)	0.095 (0.505)	-0.642 (0.443)	-0.827 (0.562)	-1.099** (0.514)	-1.792*** (0.426)	-1.295*** (0.422)	0.706 (0.532)
ln(DISTANCE _{<i>i,j</i>})	-0.468*** (0.036)	-0.526*** (0.037)	-0.505*** (0.032)	-0.465*** (0.031)	-0.511*** (0.030)	-0.599*** (0.030)	-0.645*** (0.032)	-0.645*** (0.034)	-0.673*** (0.032)	-0.654*** (0.029)
ADJ _{<i>i,j</i>}	0.500*** (0.112)	0.520*** (0.112)	0.466*** (0.097)	0.480*** (0.088)	0.468*** (0.081)	0.323*** (0.071)	0.333*** (0.072)	0.329*** (0.077)	0.308*** (0.083)	0.276*** (0.075)
COMMON_LANG _{<i>i,j</i>}	0.423*** (0.073)	0.431*** (0.075)	0.431*** (0.076)	0.366*** (0.072)	0.332*** (0.067)	0.340*** (0.073)	0.303*** (0.077)	0.240*** (0.074)	0.161** (0.075)	0.153** (0.073)
RTA _{<i>i,j,t</i>}	0.694*** (0.112)	0.548*** (0.109)	0.725*** (0.090)	0.827*** (0.083)	0.799*** (0.080)	0.663*** (0.071)	0.473*** (0.068)	0.469*** (0.062)	0.397*** (0.057)	0.491*** (0.059)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t</i>})	-1.486* (0.859)	-0.275 (0.630)	0.141 (0.524)	-0.151 (0.483)	0.473 (0.536)	-0.196 (0.631)	0.356 (0.595)	1.778*** (0.471)	1.653*** (0.353)	2.485*** (0.575)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t</i>}) ^{*D_{BR}}	2.004* (1.161)	0.873 (1.029)	0.674 (2.347)	-4.330*** (1.550)	-4.695*** (1.609)	-7.739*** (2.000)	-6.662*** (1.883)	-4.437** (2.207)	2.316 (3.196)	-4.516* (2.413)
Constant	17.804*** (0.499)	18.448*** (0.537)	18.784*** (0.648)	18.165*** (0.651)	18.365*** (0.696)	19.535*** (0.773)	20.432*** (0.659)	20.791*** (0.711)	20.999*** (0.692)	18.589*** (0.755)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2 Estimação em Dados de Painel

A seguir partimos para a estimação para dados em painel. Devido ao número de países em nossa base de dados, foi computacionalmente impossível criar *dummies* de importador e exportador para cada ano de um painel. Portanto, essa seção se divide em duas partes.

Na primeira, incluímos todos os países e fizemos 6 regressões. Cada regressão é feita em cima de um painel de 4 anos em que usamos *dummies* de importador e exportador, ao invés de fazer *dummies* para cada ano e importador e exportador. A idéia é que a resistência multilateral varia no tempo, mas varia lentamente, de forma que efeitos fixos para importador e exportador consigam limpar o efeito do MR.

Defasamos o vetor de tarifas. As defasagens são relativas a $t-1$, $t-2$, $t-3$. A escolha da ordem de defasagem para as tarifas foi intuitiva. Faz sentido que tarifas de 1, ou até 2 anos atrás afetem as escolhas de importação no presente. Ao mesmo tempo, a terceira defasagem é incluída para nos assegurarmos de que nenhuma outra tarifa passada tem qualquer efeito sobre a importação atual, e para verificarmos se a tarifa de importação de três anos atrás influi nas exportações.

O primeiro ano do primeiro painel é 1992. Apesar de termos tarifas e observações da variável dependente desde 1989, utilizamos tarifa defasada em nossas regressões, então tivemos que cortar os três primeiros anos de observação.

Incluímos também a observação futura da tarifa de importação de um ano a frente, a fim de sabermos se existe algum efeito de simultaneidade entre comércio bilateral e tarifa aduaneira futura.

Na segunda parte, incluímos as defasagens das tarifas e da RTA a fim de ver o efeito delas sobre a importação e a exportação. Como em (Baier et. Bergstrand, 2007), usamos a defasagem em $t-5$ e $t-10$ da RTA, a fim de separarmos os efeitos dos acordos na fase de implementação, dos efeitos

contemporâneos dos acordos de livre comércio. Incluímos também a observação futura da RTA para 5 anos a frente a fim de sabermos se existe algum efeito de simultaneidade entre comércio bilateral e acordos comerciais.

Tanto no caso das tarifas quanto das RTAs, existem anos em que não há tarifas, ou as observações de comércio bilateral são muito distantes no tempo. Ao mesmo tempo, é impossível para alguns casos interpolar a tarifa para determinado ano em que ela não é observada. Isso ocorre porque o ano anterior em que a tarifa ou a RTA é observada e o próximo ano em que elas são observadas, são muito distantes um do outro.

Por exemplo, vamos supor que dois países a e b praticam comércio entre si em 2002, 2005, 2014 não podemos supor que a tarifa de 2013 é uma média da tarifa de 2005 e 2014. E caso o país só comece a reportar suas tarifas para o ano de 1993, como é o caso argentino, não temos tarifa defasada para o ano de 1992. O que se fez foi usar o critério da distância no tempo para preencher essas lacunas. Tomamos as tarifas observadas mais próximas do ano da tarifa defasada para servir como se fosse a própria defasagem da tarifa. O mesmo critério foi utilizado para observações faltantes para RTAs.

Utilizamos apenas 46 países na amostra, os 30 países com os maiores PIBs do mundo de acordo com a PPP, mais a maior parte dos países da União Europeia e todos os do Mercosul. Como veremos a seguir, a inclusão das defasagens e observações futuras das variáveis *TARIFF* e *RTA* parecem ser imperfeitamente colineares com suas versões contemporâneas.

O critério de construção das defasagens só aumenta nossas suspeitas quanto a existência de colinearidade imperfeita. Claro que isso não é tão preocupante para a amostra diminuta, que possui países com qualidade estatística superior do que a amostra inteira e não possui muitas observações faltantes de tarifa, RTA ou comércio. Essa questão é mais preocupante para as estimativas com defasagens e amostra cheia.

Graças ao número de países diminuto, fizemos estimações com efeitos fixos para importador e exportador em cada ano. Assim, controlamos para a resistência multilateral de forma apropriada. Voltamos a excluir a variável $\ln(\text{GDP})$ de nossa regressão. Na primeira parte usamos o PIB em nossas estimações já que as *dummies* de importador e exportador não são temporais. Agora existe uma *dummy* para cada ano e captam todo o efeito do PIB.

Também fizemos regressões com a inclusão de efeitos bilaterais, ou seja, para cada par de países, e de efeitos fixos, por ano, dos países importadores e exportadores. Isso elimina qualquer viés de variável bilateral não observada, mas também pode eliminar parcialmente o efeito da tarifa que é afinal uma variável bilateral ainda que varie com o tempo. Variáveis bilaterais, como distância e língua comum perdem todo a significância e não são inclusas.

Tanto com a inclusão de apenas efeitos fixos por ano, quanto com a adição de efeitos bilaterais fazemos regressões dos modelo AvW e PPML com a inclusão de todas as defasagens e com defasagens selecionadas, a fim de vermos se os valores mudam significativamente, o que indicaria colinearidade imperfeita.

Fazemos regressões sem o uso de efeitos fixos ou bilaterais, incluindo apenas defasagens selecionadas, assim podemos comparar com os resultados obtidos para essas mesmas variáveis com o uso de efeitos fixos para importador e exportador e também com a adição de efeitos bilaterais.

5.2.1 Importação

Os modelos de importação, e já adiantando os de exportação, parecem repetir os padrões dos modelos em corte transversal. A distância parece ter seu efeito sobre a importação aumentado com o passar do tempo. É como se os custos de transporte aumentassem com o tempo. O que vai na contramão da expectativa do que deve ocorrer em um mundo cada vez mais globalizado e tecnológico, o que sugere diminuição dos custos de transporte.

Esse mesmo *puzzle* foi abordado em (Bergstrand et. al, 2015). A solução dos autores foi estimar um modelo PPML com efeitos bilaterais, interagir *dummies* temporais com as variáveis diádicas, como a distância, com isso eles conseguiram resolver o *puzzle*. Não nos importamos com o *puzzle* aqui, a distância é meramente um controle para custos de transporte.

Todos os coeficientes das demais variáveis comuns aos modelos de dados em painel e corte transversal se encontram próximos em valor. Compararmos diretamente resultados entre uma regressão de corte transversal e uma de dados em painel é impossível. Mas podemos supor que o valor dos coeficientes devem ser próximos para os anos na regressão *cross section* que pertencem a um dos painéis. E de fato são em todas as variáveis.

A questão da variável LANDLOCKED permanece. Ela deveria ser não significativa, mas é. Ao mesmo tempo, o sinal dela está correto, é negativo nos modelos de Tinbergen e AvW. Devemos ter cuidado ao interpretar esse resultado, é possível que o programa estatístico tenha dado a ela significância e alguma *dummy* do país importador foi desconsiderada. Devemos notar que o modelo PPML não dá significância a variável de acesso ao mar em nenhum dos painéis. No corte transversal, apenas para o ano de 1989 havia significância do estimador.

Os estimadores para os logs dos PIBs variam entre 0.88 e 1.2 no modelo de Tinbergen. Estranhamente, o PIB do país exportador, não é significativamente diferente de zero para os três primeiros painéis dos modelos AvW e PPML. Lembrando que o país i corresponde ao importador quando a variável dependente é importação, e ao exportador quando a variável dependente é a exportação.

As tarifas, tanto de um país genérico quanto a brasileira, ou não possuem quase nunca significância, como é o caso do modelo PPML, ou tem os sinais trocados e as magnitudes variam muito de um painel para o outro. Se por um lado encontramos efeitos com sinal negativo para a tarifa contemporânea e para a tarifa brasileira contemporânea no modelo AvW, a grandeza dos coeficientes desta última é desproporcional, chegando a -18.164 para o painel de 2004-07. A tarifa futura, $\ln(\text{TARIFF}_{t+1})$, possui sinal também negativo. Isso não faz muito sentido dado que se é esperado que a tarifa aumente no futuro, os importadores deveriam buscar importar mais no presente.

No modelo PPML também encontramos sinal negativo para o coeficiente da tarifa brasileira futura, $\ln(\text{TARIFF}_{t+1}) * D_{BR}$ em 2 painéis. Ele ainda conta com o sinal negativo da tarifa brasileira contemporânea no painel de 1996-99.

Acreditamos que essas inconsistências possam vir da colinearidade imperfeita das variáveis tarifárias, da eliminação incorreta do viés da resistência multilateral, e variáveis bilaterais não observáveis.

Tabela 14: Modelo De Tinbergen com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Imports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	-0.076*** (0.009)	-0.020*** (0.008)	-0.095*** (0.007)	-0.169*** (0.008)	-0.093*** (0.008)	0.013* (0.008)
LANDLOCKED _i	-0.584*** (0.028)	-0.334*** (0.024)	-0.433*** (0.024)	-0.604*** (0.024)	-0.668*** (0.024)	-0.716*** (0.024)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.109*** (0.014)	-1.127*** (0.012)	-1.153*** (0.012)	-1.106*** (0.012)	-1.178*** (0.012)	-1.206*** (0.012)
ADJ _{i,j}	0.962*** (0.058)	0.929*** (0.052)	0.963*** (0.052)	1.035*** (0.054)	0.976*** (0.053)	0.881*** (0.055)
COMMON_LANG _{i,j}	0.803*** (0.027)	0.835*** (0.024)	0.831*** (0.023)	1.027*** (0.023)	1.119*** (0.024)	1.034*** (0.024)
RTA _{i,j,t}	0.655*** (0.042)	0.704*** (0.032)	0.902*** (0.030)	0.912*** (0.027)	0.787*** (0.025)	0.884*** (0.023)
ln(GDP _{it})	0.888*** (0.004)	0.919*** (0.004)	0.947*** (0.004)	0.949*** (0.004)	0.953*** (0.004)	0.958*** (0.004)
ln(GDP _{jt})	1.066*** (0.004)	1.119*** (0.004)	1.159*** (0.004)	1.196*** (0.004)	1.231*** (0.004)	1.241*** (0.004)
ln(TARIFF _{i,j,t})	-0.021 (0.229)	0.262 (0.241)	-0.636*** (0.226)	-1.229*** (0.299)	-1.155*** (0.354)	-1.051*** (0.350)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.264 (0.233)	0.065 (0.230)	-0.006 (0.205)	-0.179 (0.293)	0.007 (0.351)	0.270 (0.383)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	0.224 (0.216)	-0.086 (0.236)	-0.256 (0.223)	0.648** (0.269)	0.300 (0.340)	0.783* (0.472)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	0.617*** (0.173)	0.544*** (0.176)	1.255*** (0.183)	1.231*** (0.201)	1.163*** (0.277)	0.494 (0.415)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	-0.202 (0.164)	-0.618*** (0.206)	-0.861*** (0.195)	-1.012*** (0.256)	-0.771** (0.304)	-0.881*** (0.327)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-1.261 (1.620)	-6.507 (4.059)	-8.943 (5.633)	-17.308* (9.087)	0.977 (6.402)	-5.188 (4.823)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-3.049* (1.851)	-0.465 (4.132)	3.808 (5.020)	-2.261 (7.754)	-3.286 (6.403)	2.427 (4.117)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	-1.893 (1.813)	3.576 (4.429)	3.063 (4.648)	1.233 (6.113)	8.314 (6.830)	-3.137 (4.471)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	1.460 (1.367)	-0.273 (3.377)	6.587 (4.087)	1.596 (4.796)	-1.716 (6.479)	4.774 (5.151)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	1.411 (2.730)	-0.107 (3.706)	-10.213** (4.983)	12.413** (6.247)	-7.842 (5.345)	-3.139 (4.322)
Constant	128.394*** (17.458)	15.960 (15.387)	163.025*** (14.902)	310.859*** (15.176)	156.627*** (15.417)	-56.732*** (15.310)
Observations	53,139	68,970	82,585	89,066	94,722	97,056
R ²	0.641	0.657	0.653	0.650	0.648	0.642
Adjusted R ²	0.641	0.657	0.653	0.650	0.648	0.642
Residual Std. Error	2.234 (df = 53120)	2.230 (df = 68951)	2.392 (df = 82566)	2.522 (df = 89047)	2.619 (df = 94703)	2.660 (df = 97037)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 15: Modelo AvW com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Imports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	0.038*** (0.010)	-0.016** (0.007)	-0.007 (0.009)	0.019 (0.019)	-0.026*** (0.008)	0.004 (0.006)
LANDLOCKED _i	-1.212*** (0.174)	-0.842*** (0.156)	-1.310*** (0.167)	-1.232*** (0.204)	-0.609*** (0.203)	-0.909*** (0.191)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.392*** (0.015)	-1.388*** (0.013)	-1.530*** (0.013)	-1.575*** (0.013)	-1.683*** (0.013)	-1.658*** (0.013)
ADJ _{i,j}	0.785*** (0.059)	0.728*** (0.053)	0.516*** (0.055)	0.480*** (0.055)	0.563*** (0.056)	0.591*** (0.058)
COMMON_LANG _{i,j}	0.803*** (0.029)	0.820*** (0.027)	0.757*** (0.026)	0.851*** (0.026)	0.886*** (0.026)	0.888*** (0.026)
RTA _{i,j,t}	0.295*** (0.043)	0.439*** (0.032)	0.621*** (0.029)	0.686*** (0.028)	0.401*** (0.026)	0.444*** (0.024)
ln(GDP _{it})	0.466*** (0.075)	0.627*** (0.085)	0.924*** (0.075)	0.509*** (0.085)	0.819*** (0.072)	0.605*** (0.083)
ln(GDP _{jt})	0.013 (0.031)	0.036 (0.078)	-0.028 (0.048)	0.316*** (0.095)	0.357*** (0.076)	0.158*** (0.058)
ln(TARIFF _{i,j,t})	0.197 (0.208)	0.422* (0.229)	-0.539** (0.230)	-1.263*** (0.271)	-1.328*** (0.315)	-0.874*** (0.309)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	-0.045 (0.203)	0.637*** (0.218)	0.064 (0.203)	-0.493* (0.269)	0.077 (0.307)	0.171 (0.317)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	0.191 (0.189)	0.217 (0.215)	-0.013 (0.208)	0.318 (0.255)	0.484* (0.290)	-0.045 (0.370)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	-0.371** (0.170)	0.227 (0.176)	1.247*** (0.185)	0.988*** (0.197)	0.303 (0.242)	0.023 (0.344)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	0.506*** (0.166)	0.078 (0.206)	-0.864*** (0.206)	-0.658*** (0.241)	-0.916*** (0.260)	-0.587** (0.292)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-0.709 (1.728)	-7.795** (3.846)	-11.607** (5.600)	-18.164** (8.743)	1.085 (5.988)	-3.284 (4.211)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-2.984 (2.284)	-0.230 (3.825)	2.138 (4.766)	-1.424 (7.582)	-4.115 (6.077)	3.481 (3.934)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	-2.360 (2.356)	2.845 (4.179)	1.586 (4.509)	-1.643 (6.177)	3.192 (6.409)	-2.804 (4.312)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	1.543 (1.483)	0.660 (3.227)	6.221 (3.862)	-6.060 (5.438)	2.949 (6.566)	2.952 (4.863)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	2.212 (3.805)	-1.384 (3.892)	-11.955** (5.090)	10.834* (6.033)	-0.478 (5.024)	-0.575 (3.976)
Constant	-60.958*** (18.048)	40.377*** (13.855)	18.513 (16.480)	-31.099 (34.443)	51.073*** (15.536)	-0.004 (13.276)
Observations	53,139	68,970	82,585	89,066	94,722	97,056
R ²	0.726	0.732	0.730	0.738	0.742	0.744
Adjusted R ²	0.724	0.731	0.729	0.736	0.741	0.743
Residual Std. Error	1.959 (df = 52775)	1.977 (df = 68599)	2.113 (df = 82190)	2.187 (df = 88671)	2.247 (df = 94329)	2.254 (df = 96665)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 16: Modelo PPML com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Imports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	0.043*** (0.013)	0.015* (0.009)	-0.008 (0.013)	0.016 (0.022)	-0.027** (0.011)	-0.034*** (0.010)
LANDLOCKED _i	-0.187 (0.216)	0.323 (0.248)	-0.235 (0.286)	-0.135 (0.313)	0.223 (0.306)	-0.154 (0.299)
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.523*** (0.018)	-0.473*** (0.016)	-0.519*** (0.016)	-0.647*** (0.016)	-0.641*** (0.017)	-0.663*** (0.016)
ADJ _{i,j}	0.512*** (0.054)	0.465*** (0.046)	0.438*** (0.040)	0.344*** (0.037)	0.331*** (0.039)	0.310*** (0.041)
COMMON_LANG _{i,j}	0.439*** (0.039)	0.376*** (0.037)	0.358*** (0.036)	0.299*** (0.039)	0.263*** (0.037)	0.171*** (0.037)
RTA _{i,j,t}	0.570*** (0.055)	0.806*** (0.042)	0.799*** (0.042)	0.493*** (0.036)	0.458*** (0.032)	0.400*** (0.029)
ln(GDP _{i,t})	0.657*** (0.120)	0.757*** (0.111)	0.839*** (0.128)	0.566*** (0.138)	0.792*** (0.113)	0.569*** (0.134)
ln(GDP _{j,t})	0.014 (0.040)	0.207* (0.114)	0.084 (0.061)	0.520*** (0.139)	0.650*** (0.132)	0.157* (0.089)
ln(TARIFF _{i,j,t})	-0.232 (0.394)	-0.411 (0.399)	0.442 (0.418)	0.107 (0.674)	0.612 (0.692)	0.160 (0.698)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.359 (0.436)	0.155 (0.354)	-0.487 (0.426)	-0.304 (0.663)	0.928 (0.746)	0.239 (0.643)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	-0.153 (0.253)	-0.151 (0.340)	0.156 (0.384)	-0.053 (0.688)	-0.531 (0.764)	0.331 (0.698)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	-0.172 (0.196)	0.253 (0.286)	0.012 (0.336)	0.750 (0.538)	0.209 (0.592)	-0.169 (0.594)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	-0.155 (0.281)	-0.097 (0.339)	0.092 (0.455)	0.515 (0.638)	-0.054 (0.515)	0.667 (0.572)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	0.468 (1.439)	-5.466*** (1.648)	1.527 (3.710)	-5.646 (4.601)	3.128 (6.288)	-0.596 (1.442)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-1.105 (1.567)	5.457 (3.396)	-3.286 (2.399)	-0.172 (3.623)	-2.892 (5.552)	0.325 (1.201)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	-1.585 (1.467)	0.666 (3.287)	-3.331 (3.424)	-0.266 (2.835)	-1.622 (5.386)	0.717 (1.878)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	0.237 (0.773)	-0.771 (2.555)	-2.684 (2.315)	-4.163 (3.205)	-1.387 (3.898)	2.183 (2.714)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	-3.484 (2.686)	-6.754*** (2.127)	-4.562* (2.630)	3.135 (4.865)	2.004 (3.912)	-3.533** (1.624)
Constant	-82.091*** (25.029)	-34.721* (19.048)	12.800 (24.848)	-38.150 (39.987)	39.875* (21.330)	71.013*** (21.739)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2.2 Exportação

Como adiantado na subseção anterior, apesar de não conseguirmos comparar diretamente os resultados de um modelo estimado em corte transversal com um modelo estimado em dados de painel, os coeficientes dos dois tipos de modelos de exportação estão semelhantes entre si. Não há muito o que acrescentar em relação ao que foi dito nos modelos de importação.

Em relação as variáveis tarifárias, também vemos uma variação errática entre os painéis e entre os modelos, tal como vimos para os modelos de importação para dados em painel. O que muda é que as variáveis de tarifa na maior parte das vezes possuem sinal positivo. Mas quase nenhuma tarifa, seja ela de país genérico ou brasileira, é significativa, com exceção algumas defasagens em um painel ou outro, ou a tarifa defasada $t - 3$ no modelo AvW, e a tarifa brasileira futura, no modelo PPML.

Nos casos das defasagens, o valor varia de painel para painel, assim como a grandeza do coeficiente. Os estimadores para $\ln(\text{TARIFF}_{t-3})$ no modelo AvW é positivo para 5 painéis enquanto a tarifa brasileira futura tem sinal negativo para 4 dos 6 painéis do modelo PPML. O sinal para a tarifa defasada de terceira ordem deveria ser negativo, ou nulo. Não há interpretação clara para um coeficiente positivo. A tarifa brasileira passada tem algum sentido em ter o sinal negativo. Pelo aumento dos custos de produção no período anterior, os exportadores poderiam perder competitividade no mercado internacional.

Os resultados de padrão errático para as variáveis de tarifa indicam, assim como antes, efeito de colinearidade imperfeita. A inclusão de novos países à amostra da regressão, a medida que trocamos de um painel para outro, muda radicalmente a magnitude dos coeficientes. Enquanto o efeito das defasagens e observações futuras, a exceção de $\ln(\text{TARIFF}_{t-3})$ no modelo AvW, e de $\ln(\text{TARIFF}_{t+1}) * D_{BR}$ no modelo PPML, ora tem significância, ora não, ora tem valor positivo, ora negativo. Uma mudança tão inconstante não pode ser atribuída apenas a inclusão de novas observações, que pode alterar o *fit* da regressão. Deve ser causada pela colinearidade imperfeita das variáveis defasadas e futuras já que quando a colinearidade está presente, os estimadores são sensíveis a mudança da amostra.

Ademais, a correlação da variável de tarifa contemporânea e da terceira defasagem da tarifa é maior do que 0,7, enquanto a correlação entre a contemporânea e a primeira defasagem é maior do que 0,8. Por fim, como várias observações do vetor de tarifa foram obtidos através de interpolação, e pela própria inércia da tarifa de importação, por motivos políticos e econômicos devemos concluir que a colinearidade imperfeita está a prejudicar a robustez de nossas estimativas. Na seção a seguir tentamos resolver esse e outros dois possíveis problemas mencionados; o viés de variável bilateral não observável, e a eliminação inadequada da resistência multilateral na regressão.

Tabela 17: Modelo De Tinbergen com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Exports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	-0.077*** (0.009)	-0.023*** (0.008)	-0.098*** (0.007)	-0.165*** (0.008)	-0.092*** (0.008)	0.012 (0.008)
LANDLOCKED _t	-0.375*** (0.029)	-0.271*** (0.025)	-0.306*** (0.024)	-0.476*** (0.024)	-0.725*** (0.024)	-0.836*** (0.025)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.105*** (0.014)	-1.124*** (0.012)	-1.153*** (0.012)	-1.103*** (0.012)	-1.184*** (0.012)	-1.216*** (0.012)
ADJ _{i,j}	0.901*** (0.057)	0.889*** (0.051)	0.900*** (0.052)	0.997*** (0.053)	0.973*** (0.053)	0.880*** (0.054)
COMMON_LANG _{i,j}	0.803*** (0.027)	0.799*** (0.024)	0.799*** (0.023)	1.004*** (0.023)	1.111*** (0.024)	1.033*** (0.024)
RTA _{i,j,t}	0.671*** (0.042)	0.721*** (0.032)	0.928*** (0.030)	0.965*** (0.028)	0.803*** (0.025)	0.892*** (0.024)
ln(GDP _{i,t})	0.902*** (0.004)	0.917*** (0.004)	0.955*** (0.004)	0.966*** (0.004)	0.974*** (0.004)	0.984*** (0.004)
ln(GDP _{j,t})	1.040*** (0.004)	1.102*** (0.004)	1.139*** (0.004)	1.175*** (0.004)	1.204*** (0.004)	1.210*** (0.004)
ln(TARIFF _{i,j,t})	0.339 (0.228)	1.167*** (0.203)	-0.533*** (0.198)	0.141 (0.235)	-0.534** (0.255)	-0.381 (0.245)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.230 (0.257)	0.328 (0.210)	0.345* (0.196)	0.101 (0.244)	-0.302 (0.266)	-0.385* (0.229)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	-0.103 (0.228)	0.184 (0.215)	0.373* (0.195)	0.298 (0.230)	0.095 (0.254)	0.102 (0.242)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	0.738*** (0.167)	0.407** (0.173)	1.799*** (0.167)	1.222*** (0.193)	1.244*** (0.221)	0.034 (0.226)
Simple.Average_plus1	0.424** (0.181)	-0.207 (0.171)	-0.631*** (0.185)	-0.598*** (0.220)	-0.625*** (0.208)	-0.160 (0.251)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	0.694 (1.287)	-4.102*** (1.525)	-1.189 (2.196)	3.278** (1.624)	0.174 (2.085)	0.321 (1.386)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	0.520 (0.978)	2.218 (1.669)	0.409 (1.772)	-1.631 (1.959)	1.846 (1.736)	1.775 (1.543)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	0.445 (0.799)	5.686*** (2.120)	-0.234 (1.639)	0.659 (1.759)	1.000 (1.710)	-1.236 (1.500)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	-0.472 (0.607)	0.096 (2.285)	2.763* (1.439)	1.819 (1.409)	4.078** (1.800)	-1.849 (2.117)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	1.690 (1.486)	-4.155*** (1.363)	1.022 (1.925)	2.905** (1.449)	-2.801 (2.055)	4.335** (1.778)
Constant	130.657*** (17.486)	20.637 (15.346)	170.599*** (14.910)	302.361*** (15.190)	156.551*** (15.431)	-54.496*** (15.290)
Observations	53,139	68,970	82,585	89,066	94,722	97,056
R ²	0.640	0.658	0.653	0.649	0.648	0.643
Adjusted R ²	0.640	0.658	0.653	0.649	0.648	0.643
Residual Std. Error	2.237 (df = 53120)	2.227 (df = 68951)	2.393 (df = 82566)	2.526 (df = 89047)	2.618 (df = 94703)	2.657 (df = 97037)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 18: Modelo AvW com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Exports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	0.034*** (0.009)	-0.021*** (0.007)	-0.006 (0.009)	0.019 (0.018)	-0.027*** (0.008)	0.004 (0.007)
LANDLOCKED _t	1.545*** (0.161)	1.177*** (0.151)	1.172*** (0.154)	1.327*** (0.181)	1.001*** (0.173)	1.469*** (0.160)
ln(DISTANCE _{ij})	-1.381*** (0.014)	-1.365*** (0.013)	-1.506*** (0.013)	-1.556*** (0.013)	-1.674*** (0.013)	-1.649*** (0.013)
ADJ _{ij}	0.771*** (0.057)	0.728*** (0.052)	0.525*** (0.054)	0.512*** (0.055)	0.587*** (0.056)	0.611*** (0.056)
COMMON_LANG _{ij}	0.793*** (0.028)	0.801*** (0.026)	0.739*** (0.026)	0.837*** (0.026)	0.886*** (0.026)	0.888*** (0.026)
RTA _{ij,t}	0.303*** (0.043)	0.447*** (0.033)	0.629*** (0.031)	0.719*** (0.029)	0.429*** (0.027)	0.489*** (0.025)
ln(GDP _{it})	0.451*** (0.071)	0.636*** (0.077)	0.901*** (0.071)	0.537*** (0.084)	0.821*** (0.071)	0.602*** (0.086)
ln(GDP _{jt})	0.027 (0.036)	0.025 (0.078)	-0.029 (0.052)	0.312*** (0.085)	0.360*** (0.071)	0.160*** (0.061)
ln(TARIFF _{ij,t})	0.591*** (0.205)	0.865*** (0.183)	0.410** (0.179)	0.168 (0.192)	-0.131 (0.202)	-0.025 (0.199)
ln(TARIFF _{ij,t-1})	-0.047 (0.218)	0.517*** (0.186)	0.622*** (0.175)	0.220 (0.201)	-0.062 (0.212)	-0.037 (0.195)
ln(TARIFF _{ij,t-2})	-0.056 (0.212)	0.447** (0.189)	0.424** (0.183)	0.503** (0.196)	0.243 (0.207)	0.247 (0.198)
ln(TARIFF _{ij,t-3})	-0.057 (0.179)	0.485*** (0.159)	0.930*** (0.164)	1.339*** (0.172)	1.104*** (0.185)	0.567*** (0.186)
ln(TARIFF _{ij,t+1})	0.979*** (0.161)	0.837*** (0.160)	0.288* (0.166)	-0.117 (0.181)	-0.236 (0.176)	0.204 (0.191)
ln(TARIFF _{ij,t})*D _{BR}	1.292 (1.342)	-0.924 (2.008)	-0.094 (2.343)	1.879 (1.869)	0.468 (2.694)	0.289 (2.523)
ln(TARIFF _{ij,t-1})*D _{BR}	0.383 (1.217)	3.424* (2.039)	0.715 (2.383)	-1.367 (2.384)	1.189 (1.917)	2.268 (2.665)
ln(TARIFF _{ij,t-2})*D _{BR}	0.787 (1.063)	4.148* (2.144)	0.717 (2.260)	1.131 (2.373)	0.468 (1.927)	0.312 (2.785)
ln(TARIFF _{ij,t-3})*D _{BR}	0.334 (0.905)	0.559 (1.804)	2.900 (2.009)	2.785 (2.091)	2.455 (1.896)	-3.892 (2.884)
ln(TARIFF _{ij,t+1})*D _{BR}	5.970*** (1.779)	-0.292 (1.913)	1.449 (2.119)	1.693 (1.767)	-1.616 (2.539)	4.375* (2.348)
Constant	-56.304*** (17.544)	48.411*** (13.685)	13.620 (16.697)	-35.230 (33.719)	49.405*** (15.670)	-2.280 (13.342)
Observations	53,139	68,970	82,585	89,066	94,722	97,056
R ²	0.726	0.733	0.731	0.738	0.742	0.744
Adjusted R ²	0.724	0.732	0.729	0.737	0.741	0.743
Residual Std. Error	1.956 (df = 52775)	1.972 (df = 68599)	2.111 (df = 82190)	2.187 (df = 88671)	2.248 (df = 94329)	2.254 (df = 96665)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 19: Modelo PPML com Tarifas B

	<i>Dependent variable:</i>					
	Total Exports					
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
TIME	0.040*** (0.013)	0.016* (0.009)	-0.009 (0.013)	0.015 (0.021)	-0.029*** (0.011)	-0.033*** (0.010)
LANDLOCKED _i	-0.029 (0.213)	-0.111 (0.251)	-0.597** (0.254)	-0.386 (0.311)	-0.666** (0.292)	-0.961*** (0.261)
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.525*** (0.018)	-0.473*** (0.016)	-0.518*** (0.016)	-0.641*** (0.016)	-0.636*** (0.017)	-0.662*** (0.016)
ADJ _{i,j}	0.510*** (0.054)	0.465*** (0.046)	0.436*** (0.040)	0.337*** (0.037)	0.324*** (0.039)	0.309*** (0.040)
COMMON_LANG _{i,j}	0.437*** (0.039)	0.377*** (0.037)	0.361*** (0.036)	0.310*** (0.040)	0.268*** (0.037)	0.168*** (0.037)
RTA _{i,j,t}	0.571*** (0.055)	0.803*** (0.042)	0.789*** (0.041)	0.468*** (0.036)	0.456*** (0.032)	0.433*** (0.029)
ln(GDP _{i,t})	0.675*** (0.113)	0.751*** (0.110)	0.827*** (0.125)	0.567*** (0.135)	0.773*** (0.112)	0.571*** (0.134)
ln(GDP _{j,t})	0.010 (0.039)	0.222* (0.114)	0.088 (0.061)	0.508*** (0.138)	0.659*** (0.131)	0.158* (0.089)
ln(TARIFF _{i,j,t})	-0.054 (0.448)	-0.476 (0.390)	-0.089 (0.572)	0.224 (0.589)	0.551 (0.641)	0.343 (0.532)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.180 (0.607)	0.169 (0.357)	-0.565 (0.442)	-0.049 (0.746)	0.856 (0.717)	0.630 (0.472)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	0.109 (0.527)	0.126 (0.343)	0.077 (0.410)	-0.549 (0.769)	-0.817 (0.601)	0.561 (0.521)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	0.013 (0.420)	0.111 (0.251)	0.043 (0.347)	0.027 (0.692)	-1.508*** (0.472)	-0.555 (0.584)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	-0.401 (0.293)	-0.422 (0.324)	0.081 (0.549)	-0.226 (0.622)	1.476*** (0.352)	1.264*** (0.434)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	0.369 (1.076)	-3.991*** (1.023)	5.856*** (2.254)	-2.431 (1.596)	-0.466 (2.114)	-0.164 (1.304)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-1.027 (1.207)	2.899 (1.805)	-3.528* (2.036)	-0.328 (2.081)	-2.151 (2.044)	0.254 (1.126)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	0.094 (0.951)	3.084* (1.712)	-3.170* (1.755)	-2.449 (2.036)	-2.141 (2.022)	0.198 (1.152)
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	0.657 (0.625)	-0.581 (1.594)	1.614 (2.670)	2.269 (1.602)	-2.485 (1.663)	-0.482 (2.059)
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	0.580 (1.485)	-5.452*** (1.274)	-6.715** (2.635)	-4.599*** (1.640)	2.724 (2.045)	-2.732* (1.599)
Constant	-76.869*** (24.893)	-35.670* (18.568)	15.748 (23.991)	-34.942 (39.593)	45.677** (21.308)	69.432*** (21.406)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2.3 Importação - Amostra Diminuta

Nesta subseção e na seguinte lidamos com os possíveis problemas levantados nas subseções anteriores. Usamos uma amostra com 46 países, como mencionado, o que permite a inclusão de efeitos fixos de importador e exportador para cada ano do painel, assim como efeitos bilaterais. Este painel inclui os anos de 1993, 1996, 1999, 2002, 2005, 2008 e 2011.

A inclusão a partir de 1993 foi um tanto arbitrária. Poderíamos ter começado por 1992, 3 anos após 1989 que é quando temos a primeira observação de tarifa brasileira. Na próxima seção, de exportação com amostra diminuta, nós usamos a quinta e a décima defasagens de tarifa, por isso começamos o painel a partir de 1999. Como na importação não vimos necessidade de incluirmos variáveis tão distantes, começamos o painel a partir de 1993, sempre voltando 3 anos. Ao mesmo tempo, incluímos valores futuros, 5 anos a frente da *dummy* para RTA contemporânea. 2011 foi o ano mais perto do fim do período de nossa base de dados cuja RTA futura estivesse incluída nos dados observados.

Primeiro, regredimos o modelo sem efeitos bilaterais, mas com os efeitos fixos. Fizemos um modelo AvW, que chamamos OLS nas tabelas, e um modelo estimado por PPML. Neles incluímos todas as variáveis defasadas, e futuras, tanto para tarifa quanto para RTA. Essas são as colunas (1) e (2) da tabela 20. Também fizemos outra regressão por MQO e por PPML em que excluímos algumas variáveis como a segunda e a terceira defasagem das variáveis $\ln(\text{TARIFF})$ e $\ln(\text{TARIFF}) * D_{BR}$.

Como mencionado na subseção anterior, o vetor de tarifa defasada e contemporânea são altamente correlacionados. No caso da tarifa contemporânea e futura, a correlação é maior do que 0,8. Portanto, o que esperamos verificar é se, mesmo depois de eliminarmos o viés de resistência multilateral propriamente, ainda temos comportamento errático dos coeficientes dessas defasagens.

O que se verifica é que sim. Quando eliminamos a segunda e a terceira defasagem do vetor de tarifas brasileira o valor dos coeficientes da primeira defasagem e da tarifa contemporânea mudam bruscamente de valor. O mesmo pode ser dito sobre as defasagens e variável contemporânea da tarifa de um país genérico.

A exceção se encontra na tarifa futura, $\ln(\text{TARIFF}_{t+1})$. Os valores dessa variável não mudaram radicalmente com a exclusão de variáveis explicativas, e seu p-valor está a baixo de 1%. A variável futura também é significativa quando consideramos o modelo com efeitos bilaterais tanto com todas as defasagens e variáveis futuras incluídas, quanto com seleção de variáveis tarifárias e de acordo comercial. A diferença está na grandeza do estimador, sem efeitos bilaterais temos coeficientes de 3.020 na estimação por MQO (AvW), e de 3.723 na estimação por PPML. Com efeitos bilaterais esse valor decresce para 1.789 e 0.727, respectivamente.

Esse efeito, no entanto, ainda é posto em dúvida pelo fato de outras variáveis como a $\ln(\text{TARIFF}_{t-1})$ e a $\ln(\text{TARIFF}_{t-1}) * D_{BR}$ não serem significantes e mudarem bruscamente de valor com a omissão de outras defasagens.

Tabela 20: Modelo sem efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Imports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	(1)	(2)	(3)	(4)
LANDLOCKED _i	-2.642*** (0.291)	-0.977*** (0.219)	-2.645*** (0.291)	-0.984*** (0.220)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.023*** (0.027)	-0.483*** (0.024)	-1.024*** (0.027)	-0.482*** (0.024)
ADJ _{i,j}	0.251*** (0.067)	0.395*** (0.045)	0.250*** (0.067)	0.395*** (0.045)
COMMON_LANG _{i,j}	0.420*** (0.051)	0.228*** (0.045)	0.420*** (0.051)	0.228*** (0.045)
RTA _{i,j,t}	0.302*** (0.073)	0.314*** (0.112)	0.303*** (0.073)	0.313*** (0.112)
ln(TARIFF _{i,j,t})	0.018 (0.885)	-0.748 (1.166)	0.031 (0.875)	-1.218 (1.062)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	1.332 (0.951)	-0.273 (1.320)	1.362 (0.845)	1.125 (1.110)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	-0.169 (1.074)	3.030** (1.201)		
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	0.282 (0.668)	-1.625* (0.858)		
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	3.006*** (0.985)	3.456*** (1.207)	3.020*** (0.961)	3.723*** (1.254)
RTA _{i,j,t-5}	0.220*** (0.068)	0.252** (0.111)	0.220*** (0.068)	0.245** (0.111)
RTA _{i,j,t-10}	-0.235*** (0.054)	0.374*** (0.082)	-0.237*** (0.054)	0.376*** (0.080)
RTA _{i,j,t+5}	0.229*** (0.062)	0.082 (0.087)	0.228*** (0.062)	0.081 (0.088)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-1.007 (5.830)	-6.934* (4.038)	-0.989 (5.857)	-6.213 (3.911)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	6.715 (11.893)	26.302* (14.389)	1.634 (9.879)	5.940 (5.599)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	-5.539 (9.274)	-11.274 (8.343)		
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	-0.259 (4.912)	-1.657 (3.749)		
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	-12.580 (10.481)	-12.258 (7.684)	-12.283 (10.616)	-4.787 (6.405)
Constant	29.196*** (0.373)	24.667*** (0.385)	29.204*** (0.373)	24.675*** (0.387)
Observations	9,776	9,776	9,776	9,776
R ²	0.856		0.856	
Adjusted R ²	0.849		0.849	
Residual Std. Error	1.096 (df = 9314)		1.096 (df = 9318)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Mesmo com o uso de efeitos bilaterais ainda não possuímos resultados satisfatórios. De fato, a tarifa contemporânea e a tarifa brasileira contemporânea possuem sinal negativo e são significantes, e os coeficientes da defasagem de primeira ordem da variável tarifária de um país genérico são nulos e eles não variam muito com a exclusão das demais defasagens nas colunas (3) e (4). No entanto, os coeficientes da variável de tarifa brasileira contemporânea se tornam nulos ao eliminarmos a segunda e terceira defasagem, enquanto no modelo PPML, coluna (4), o coeficiente da primeira defasagem da tarifa brasileira é significativo e positivo.

Enquanto o valor dos estimadores das variáveis de RTA e das defasagens é positivo para os modelos PPML sem efeitos bilaterais, a defasagem de dez anos, RTA_{t-10} , é negativa no modelo AvW sem efeitos bilaterais, e negativo no modelo PPML com efeitos bilaterais. Os efeitos da defasagem de 5 anos é positiva sempre nos modelos sem efeitos para cada par de países, e menor quando incluímos os efeitos bilaterais no modelo por MQO (OLS) e nulo quando os incluímos no modelo PPML. A variável de RTA futura é significativa e positiva para os modelos estimados por MQO (OLS) e não significantes quando estimamos com PPML.

Ao que as *dummies* bilaterais retiram parte do efeito das variáveis de acordo comercial, como a diferença de magnitude dos coeficientes da variável RTA contemporânea com e sem efeitos bilaterais sugere. Além disso, não é impossível que o estimador da décima defasagem da RTA seja negativa, basta que acordos comerciais em fase de implementação causem desvio de comércio, e não criação de comércio.

Entretanto, como a secção da base de dados inclui a maior parte dos países da União Europeia, o efeito da variável de defasagem pode ser enganoso. Como o bloco europeu existe formalmente desde o Tratado de Roma em 1957, as defasagens da RTA não captura efeito de acordo em fase de implementação. Isso ocorre porque as defasagens tem valor igual a RTA contemporânea. De fato, a correlação entre a $RTA_{i,j,t-10}$ e $RTA_{i,j,t-5}$ e a correlação entre a $RTA_{i,j,t-5}$ e a $RTA_{i,j,t}$ está acima de 0,8. Pode estar ocorrendo com as variáveis de acordo comercial a mesma coisa que parece estar ocorrendo com as tarifas: colinearidade imperfeita.

Quando consideramos os modelos de exportação, no entanto, esses padrões se repetem. As variáveis ainda são significantes e apresentam os mesmos sinais e magnitudes. Como mencionado, os modelos de exportação tem uma base de dados diferente da importação, ao mesmo tempo, a variável $RTA_{i,j,t}$ e suas defasagens e observações futuras devem influenciar de forma simétrica as exportações e importações, o que ocorre. Por consequência, não parece que essas variáveis sofrem de colinearidade perfeita, já que os estimadores dessas variáveis não mudam bruscamente com a retirada dos anos de 1993 e 1996 do painel.

Tabela 21: Modelo Com efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Imports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	(1)	(2)	(3)	(4)
RTA _{i,j,t}	0.134*** (0.044)	0.091*** (0.024)	0.136*** (0.044)	0.089*** (0.024)
ln(TARIFF _{i,j,t})	-0.635 (0.701)	-0.635* (0.370)	-0.765 (0.651)	-0.634* (0.369)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.223 (0.716)	-0.409 (0.357)	0.340 (0.723)	-0.453 (0.376)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})	-0.308 (0.730)	0.084 (0.340)		
ln(TARIFF _{i,j,t-3})	0.762* (0.436)	-0.420 (0.328)		
ln(TARIFF _{i,j,t+1})	1.734** (0.864)	0.778* (0.442)	1.789** (0.842)	0.727* (0.442)
RTA _{i,j,t-5}	0.122*** (0.038)	-0.014 (0.024)	0.121*** (0.037)	-0.008 (0.022)
RTA _{i,j,t-10}	0.061** (0.028)	-0.076*** (0.022)	0.057** (0.028)	-0.072*** (0.021)
RTA _{i,j,t+5}	-0.102** (0.044)	0.018 (0.028)	-0.106** (0.044)	0.016 (0.027)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-5.695* (3.419)	-4.289** (1.681)	-2.941 (2.313)	-0.471 (1.198)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-9.221 (7.489)	-4.071 (4.262)	-0.993 (6.059)	5.130*** (1.799)
ln(TARIFF _{i,j,t-2})*D _{BR}	11.423** (5.175)	8.240*** (2.798)		
ln(TARIFF _{i,j,t-3})*D _{BR}	-4.119 (3.345)	-4.704*** (1.761)		
ln(TARIFF _{i,j,t+1})*D _{BR}	11.175* (5.902)	5.229* (2.950)	8.405 (5.946)	-0.755 (1.885)
Constant	17.162*** (0.160)	17.376*** (0.104)	17.193*** (0.156)	17.337*** (0.106)
Observations	9,776	9,776	9,776	9,776
R ²	0.965		0.965	
Adjusted R ²	0.954		0.954	
Residual Std. Error	0.607 (df = 7433)		0.607 (df = 7437)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fizemos por fim, duas tabelas, uma em que incluímos as variáveis $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1}) * D_{BR}$, e a $\text{RTA}_{i,j,t}$, além dos demais controles de praxe, acesso ao mar, distância entre outros. Assim, eliminamos qualquer possibilidade de colinearidade perfeita, vindas dessas três variáveis. Estimamos modelos OLS (AvW) e PPML sem e com efeitos bilaterais.

Escohemos a primeira defasagem da tarifa por intuição. A tarifa passada deve influir na escolha de importação presente. A tarifa contemporânea também poderia desempenhar esse papel, mas é de se esperar que o efeito dela fosse menor, já que não há garantia de determinada tarifa aprovada no ano incidir sobre a exportação do ano. Ao mesmo tempo, tarifas mudam com certa lentidão, então a tarifa de primeira defasagem ainda deve valer no presente, sendo assim o efeito da tarifa contemporânea seria um efeito de tarifa defasada.

As variáveis estão todas com sinais certos com exceção de $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1})$, cujo coeficiente é positivo sem efeitos bilaterais e negativo apenas no modelo PPML com a inclusão de efeitos bilaterais. Por outro lado, os coeficientes da variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1}) * D_{BR}$ é exatamente o que se espera encontrar. A estimação em OLS produz coeficiente maior do que o PPML. Enquanto efeito do primeiro é de cerca de -10% sobre a importação, a cada 1% de aumento da tarifa, valor um tanto inflado, o segundo apresenta efeito de -3,94% sobre a importação, a cada 1% de aumento da tarifa.

Considerando os modelos com inclusão de *dummies* bilaterais, as tarifas brasileiras se tornam positivas. Disso, temos duas possibilidades. Ou o modelo foi mal especificado, ou as *dummies* bilaterais, de importador e exportador limpam o efeito da tarifa completamente, restando um efeito espúrio.

A RTA tem um efeito superior na tabela 22, coluna (1) e (2) se comparado aos valores da tabela 20. Os valores dos coeficientes dessa variável nas colunas (3) e (4) são parecidos com os coeficientes na tabela 21. Para as demais variáveis os valores entre as tabelas desta seção são razoavelmente próximas.

Na tabela 23, usamos os mesmos modelos, mas sem qualquer efeito fixo. Notamos que o valor do coeficiente da tarifa brasileira defasada é negativa. Os vieses os quais as *dummies* controlam estão presentes e portanto não vale a pena se delongar em comparações de efeito da variável.

Tabela 22: Modelo Importação com e sem efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Imports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	Sem efeitos bilaterais	Sem efeitos bilaterais	Com efeitos bilaterais	Com efeitos bilaterais
	(1)	(2)	(3)	(4)
LANDLOCKED _i	-2.742*** (0.292)	-1.048*** (0.224)		
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.045*** (0.021)	-0.525*** (0.021)		
ADJ _{i,j}	0.251*** (0.058)	0.460*** (0.041)		
COMMON_LANG _{i,j}	0.450*** (0.044)	0.215*** (0.043)		
RTA _{i,j,t}	0.363*** (0.040)	0.709*** (0.051)	0.247*** (0.033)	0.122*** (0.023)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	1.605*** (0.432)	2.016*** (0.590)	-0.390 (0.364)	-0.852*** (0.286)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-10.751*** (2.273)	-4.403*** (1.660)	3.441* (1.979)	6.141*** (1.233)
Constant	29.701*** (0.319)	25.358*** (0.356)	17.341*** (0.145)	17.362*** (0.110)
Observations	13,213	13,213	13,213	13,213
R ²	0.854		0.956	
Adjusted R ²	0.847		0.945	
Residual Std. Error	1.103 (df = 12592)		0.661 (df = 10711)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 23: Modelo sem efeitos fixos

<i>Dependent variable:</i>		
Total Imports		
	OLS	PPML
	(1)	(2)
TIME	-0.049*** (0.002)	-0.011*** (0.003)
LANDLOCKED _i	-0.368*** (0.045)	0.132* (0.068)
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.768*** (0.018)	-0.469*** (0.030)
ADJ _{i,j}	0.699*** (0.052)	0.582*** (0.050)
COMMON_LANG _{i,j}	0.330*** (0.041)	0.218*** (0.046)
RTA _{i,j,t}	0.535*** (0.036)	0.265*** (0.059)
ln(GDP _{i,t})	0.937*** (0.008)	0.831*** (0.019)
ln(GDP _{j,t})	1.035*** (0.008)	0.753*** (0.013)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})	0.083 (0.170)	0.709** (0.293)
ln(TARIFF _{i,j,t-1})*D _{BR}	-0.724* (0.424)	-3.035*** (0.526)
Constant	72.200*** (4.407)	4.073 (5.484)
Observations	13,213	13,213
R ²	0.773	
Adjusted R ²	0.773	
Residual Std. Error	1.345 (df = 13202)	

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2.4 Exportação - Amostra Diminuta

Ao compararmos as variáveis, $\ln(\text{DISTANCE})$, ADJ , COMMON_LANG , $\text{RTA}_{i,j,t}$, $\text{RTA}_{i,j,t-5}$, $\text{RTA}_{i,j,t-10}$ e $\text{RTA}_{i,j,t+5}$ dos modelos de exportação com os modelos de importação percebemos que eles se assemelham em quase todos os casos. A exceção é a variável $\text{RTA}_{i,j,t-10}$ que não possui significância na coluna (3) da tabela 25, mas que possui significância na coluna (3) da tabela 21. E a variável $\text{RTA}_{i,j,t+5}$ que não é incluída nas colunas (3) e (4) das tabelas do modelo de exportação.

Ao selecionarmos as variáveis, no caso da exportação, não devemos esperar que haja colinearidade. Incluímos apenas as tarifas de décima e de quinta defasagem, tanto para um país genérico quanto para o Brasil. As correlações entre a décima e a quinta defasagem indicam que podemos não nos preocupar com a colinearidade perfeita. No caso brasileiro, as duas defasagens tem correlação de 0,65, e para a tarifa de um país qualquer, a correlação entre as defasagens é pouco maior do que 0,5. Ao mesmo tempo, não precisamos nos preocupar com viés de variável omitida das outras defasagens, já que é pouco provável que a tarifa futura tenha efeito sobre a passada.

Nosso painel é referente aos anos de 1999, 2002, 2005, 2008 e 2011. Começamos de 1999 pois incluímos a décima defasagem de tarifa, e o Brasil tem dados de tarifa a partir de 1989. O painel vai até 2011 pois nas regressões em que não houve seleção de variáveis contamos com a *dummy* de RTA futura, a 5 observações a frente.

A escolha da décima defasagem foi intuitiva, assim como no caso das defasagens escolhidas para os modelos de importação. Esperamos que reduções tarifárias tenham efeito no longo e médio prazo sobre a competitividade dos produtores nacionais. Esse ganho de competitividade pode se explicar pela entrada de importações de bens de capital, ou pela competição da indústria nacional com os bens importados. Como se supõe que esse processo demore, incluímos a décima e quinta defasagens.

Assim como nos modelos de importação, rodamos regressões que incluem efeitos fixos de importador e exportador, para cada ano do painel. Rodamos por MQO (OLS) e por PPML. Também realizamos regressões nas quais incluímos *dummies* bilaterais a fim de eliminar o efeito de variáveis bilaterais não observáveis. Sempre ressaltando que essas *dummies* podem limpar parte do efeito da tarifa e de suas defasagens.

Ao observarmos o modelo com a inclusão apenas das *dummies* de país importador e exportador, logo temos as mesmas suspeitas de influência da colinearidade perfeita. Os coeficientes das variáveis tarifárias não possuem significância estatística, salvo alguns casos, no modelo OLS. No modelo PPML eles tem significância mas os sinais das variáveis são de difícil interpretação. Para a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t})$, no modelo PPML, o coeficiente é negativo, enquanto para a defasagem dela, o coeficiente é positivo.

A tarifa de importação do passado recente e da atualidade não deveria ter qualquer efeito sobre exportação, ou ao menos o efeito não é óbvio. De qualquer maneira, os sinais não deveriam ser trocados, dada a semelhança entre as duas variáveis explicativas. O mesmo pode ser dita da $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t+1})$, que também é muito parecida com a $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t})$, mas que possui sinal positivo sobre a exportação.

Ainda no modelo PPML, a terceira defasagem da tarifa possui sinal negativo, o que é esperado, mas não podemos ter certeza se a estimação é robusta ou

não. A quinta e a décima defasagem são não significantes, nem nas variáveis $\ln(\text{TARIFF})$, nem nas variáveis $\ln(\text{TARIFF}) * D_{BR}$. As tarifas brasileiras no entanto tem efeito contemporâneo negativo e a segunda defasagem tem efeito positivo.

Nas colunas (3) e (4) da tabela 24, excluimos algumas defasagens e as observações futuras de todas as variáveis. Mantivemos somente a décima e a quinta defasagem das tarifas. Para a quinta defasagem da tarifa brasileira, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5}) * D_{BR}$, conseguimos efeito negativo tanto para o modelo estimado por MQO (OLS), quanto por PPML. Os coeficientes são para o OLS e o PPML, respectivamente, -4.946 e -4.001. Isto implica que um aumento de 1% das tarifas cinco anos atrás, diminui nossas exportações contemporâneas em 4,88% pelo OLS, e em 3,92% pelo PPML.

Na tabela 26, refizemos as regressões das colunas (3) e (4) da tabela 24. Rodamos regressões com a inclusão apenas dos efeitos fixos para importador e exportador, sem incluir efeitos bilaterais. Excluimos também as defasagens da variável RTA. Os resultados estão nas colunas (1) e (2). Notamos que o efeito da defasagem é o mesmo para a estimação em OLS e é próxima para o modelo PPML, o estimador é de -3,496 na coluna (2) da tabela 26. Isto reflete o efeito de que a cada 1% de acréscimo a tarifa de importação brasileira de cinco anos atrás, temos uma diminuição da exportação brasileira contemporânea de 3,40%. Em ambas as tabelas a décima defasagem da tarifa brasileira não tem significância.

A variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5})$ é positiva e significativa a 1% tanto na modelagem por PPML quanto por OLS. Esse sinal não tem interpretação econômica clara e pode ser viesado por variáveis não observáveis. Devemos eliminar esse viés com a inclusão de *dummies* bilaterais.

Na tabela 25, incluímos os efeitos fixos bilaterais. A primeira coisa que notamos é que ao incluirmos essas *dummies* a $\text{RTA}_{i,j,t-10}$ tem coeficiente negativo nos modelos PPML. As variáveis de tarifa cujo coeficiente segue o que era esperado são as tarifas brasileiras de décima e de terceira defasagem.

Quando controlamos para variáveis bilaterais não observáveis e excluimos as variáveis $\text{RTA}_{i,j,t+5}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t}) * D_{BR}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1}) * D_{BR}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-2}) * D_{BR}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-3}) * D_{BR}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t+1}) * D_{BR}$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t})$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1})$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-2})$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-3})$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t+1})$, o coeficiente da quinta defasagem da tarifa brasileira é insignificante. No entanto, na estimação por PPML, a décima defasagem tem p-valor menor que 1% e coeficiente de -2,169. Isso significa que um aumento de 1% das tarifas de importação brasileiras a dez anos, diminui as exportações presentes do Brasil em -2,14%.

Pode ser que as *dummies* bilaterais tenham retirado parte do efeito da quinta defasagem da tarifa brasileira, ou pode ser que o efeito da quinta defasagem viesse de viés de variável bilateral omitida. Note que com efeitos bilaterais, as variáveis $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5})$ perdem a significância.

Na tabela 26, as colunas (3) e (4) são relativas a regressões com a inclusão de efeitos bilaterais. Percebemos uma corroboração de nossos resultados nas colunas (3) e (4) da tabela 25. O efeito da variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10}) * D_{BR}$ sobre a exportação é -2,194, quase igual ao coeficiente na tabela 25, coluna (4). Na estimação por PPML a $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5})$ tem um valor pequeno a significância de 10%, o que é um efeito muito baixo, a um nível de significância

duvidoso.

Pode ser que o viés de variável bilateral não observada afete o estimador da tarifa mas não da tarifa brasileira. Por isso consideraremos os dois resultados na conclusão.

A tabela 27 serve para termos noção de como os coeficientes se comportam sem efeitos fixos. O efeito da décima defasagem é próximo dos valores obtidos nas tabelas 26 e 25. A existência de um valor positivo para as defasagens das variáveis $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5})$, $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10}) * D_{BR}$ e os valores das demais variáveis controle é evidência do viés do MR, já que diferem das tabelas anteriores.

Tabela 24: Modelos sem efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Exports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	(1)	(2)	(3)	(4)
LANDLOCKED _j	-1.700*** (0.216)	-1.292*** (0.301)	-1.767*** (0.220)	-1.239*** (0.305)
ln(DISTANCE _{ij})	-1.016*** (0.027)	-0.482*** (0.025)	-1.038*** (0.027)	-0.473*** (0.024)
ADJ _{ij}	0.270*** (0.067)	0.387*** (0.045)	0.251*** (0.066)	0.404*** (0.045)
COMMON_LANG _{ij}	0.406*** (0.050)	0.220*** (0.047)	0.398*** (0.050)	0.228*** (0.046)
RTA _{ij,t}	0.285*** (0.072)	0.337*** (0.111)	0.452*** (0.057)	0.329*** (0.077)
ln(TARIFF _{ij,t})	0.647 (0.842)	-3.079*** (0.945)		
ln(TARIFF _{ij,t-1})	1.091 (0.794)	1.743* (0.992)		
ln(TARIFF _{ij,t-2})	0.336 (0.795)	1.572 (1.110)		
ln(TARIFF _{ij,t-3})	0.297 (0.650)	-4.644*** (0.807)		
ln(TARIFF _{ij,t-5})	0.743 (0.595)	1.132 (0.698)	2.100*** (0.553)	1.431** (0.578)
ln(TARIFF _{ij,t-10})	0.624 (0.473)	-0.214 (0.369)	0.730 (0.475)	-0.139 (0.391)
ln(TARIFF _{ij,t+1})	1.455 (0.888)	5.916*** (1.041)		
RTA _{ij,t-5}	0.213*** (0.067)	0.180* (0.104)	0.180*** (0.067)	0.234** (0.105)
RTA _{ij,t-10}	-0.204*** (0.054)	0.368*** (0.079)	-0.199*** (0.054)	0.397*** (0.080)
RTA _{ij,t+5}	0.237*** (0.062)	0.090 (0.087)		
ln(TARIFF _{ij,t})*D _{BR}	0.018 (2.670)	-5.018*** (1.743)		
ln(TARIFF _{ij,t-1})*D _{BR}	-5.571* (3.204)	-5.774 (5.339)		
ln(TARIFF _{ij,t-2})*D _{BR}	4.840 (3.442)	9.235** (4.323)		
ln(TARIFF _{ij,t-3})*D _{BR}	-3.344* (2.005)	-3.025 (2.245)		
ln(TARIFF _{ij,t-5})*D _{BR}	-1.781 (2.712)	0.090 (2.261)	-4.946*** (1.712)	-4.001** (1.841)
ln(TARIFF _{ij,t-10})*D _{BR}	-0.559 (1.061)	0.595 (1.230)	-0.564 (1.133)	-0.243 (0.998)
ln(TARIFF _{ij,t+1})*D _{BR}	-0.952 (3.208)	-0.509 (3.655)		
Constant	29.061*** (0.378)	24.803*** (0.387)	29.446*** (0.374)	24.727*** (0.391)
Observations	9,776	9,776	9,776	9,776
R ²	0.857		0.856	
Adjusted R ²	0.849		0.849	
Residual Std. Error	1.095 (df = 9310)		1.097 (df = 9321)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 25: Modelo Com efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Exports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	(1)	(2)	(3)	(4)
RTA _{<i>i,j,t</i>}	0.118*** (0.044)	0.092*** (0.024)	0.102** (0.042)	0.092*** (0.023)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t</i>})	1.388*** (0.428)	-0.103 (0.362)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-1</i>})	0.440 (0.407)	0.819** (0.342)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-2</i>})	0.147 (0.510)	-0.747** (0.371)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-3</i>})	1.177*** (0.385)	0.334 (0.287)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-5</i>})	-0.122 (0.414)	0.222 (0.237)	0.280 (0.419)	0.232 (0.224)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-10</i>})	0.196 (0.307)	0.047 (0.150)	0.125 (0.309)	0.072 (0.149)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t+1</i>})	-0.375 (0.665)	0.389 (0.425)		
RTA _{<i>i,j,t-5</i>}	0.128*** (0.037)	0.023 (0.022)	0.109*** (0.036)	0.013 (0.021)
RTA _{<i>i,j,t-10</i>}	0.055* (0.030)	-0.078*** (0.023)	0.043 (0.029)	-0.083*** (0.022)
RTA _{<i>i,j,t+5</i>}	-0.085* (0.044)	0.016 (0.027)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t</i>})*D _{BR}	-1.025 (1.861)	0.794 (1.173)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-1</i>})*D _{BR}	-3.370 (2.391)	-5.553* (2.992)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-2</i>})*D _{BR}	3.821 (2.543)	6.745*** (2.190)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-3</i>})*D _{BR}	-3.335* (1.887)	-2.028** (1.025)		
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-5</i>})*D _{BR}	1.921 (1.384)	0.514 (0.596)	0.841 (1.154)	0.857 (0.677)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t-10</i>})*D _{BR}	-0.358 (0.736)	-1.851*** (0.633)	-0.516 (0.777)	-2.169*** (0.529)
ln(TARIFF _{<i>i,j,t+1</i>})*D _{BR}	-0.253 (2.019)	-0.896 (1.483)		
Constant	16.996*** (0.170)	17.157*** (0.109)	17.238*** (0.149)	17.224*** (0.099)
Observations	9,776	9,776	9,776	9,776
R ²	0.965		0.965	
Adjusted R ²	0.954		0.954	
Residual Std. Error	0.607 (df = 7429)		0.608 (df = 7440)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 26: Modelo Exportação sem e com efeitos bilaterais

	<i>Dependent variable:</i>			
	Total Exports			
	OLS	PPML	OLS	PPML
	(1)	(2)	(3)	(4)
LANDLOCKED _j	-1.758*** (0.216)	-1.364*** (0.310)		
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.028*** (0.025)	-0.529*** (0.023)		
ADJ _{i,j}	0.245*** (0.067)	0.456*** (0.046)		
COMMON_LANG _{i,j}	0.401*** (0.050)	0.210*** (0.049)		
RTA _{i,j,t}	0.497*** (0.046)	0.651*** (0.055)	0.117** (0.047)	0.100*** (0.017)
ln(TARIFF _{i,j,t-5})	2.138*** (0.551)	0.419 (0.621)	0.223 (0.239)	0.349* (0.180)
ln(TARIFF _{i,j,t-10})	0.789*** (0.475)	-0.559* (0.404)	0.129 (0.191)	0.139 (0.118)
ln(TARIFF _{i,j,t-5})*D _{BR}	-4.955*** (1.707)	-3.496* (2.075)	0.740 (2.556)	0.815 (0.687)
ln(TARIFF _{i,j,t-10})*D _{BR}	-0.589 (1.130)	0.447 (1.146)	-0.555 (0.950)	-2.194*** (0.658)
Constant	29.344*** (0.358)	25.560*** (0.377)	17.266*** (0.299)	17.183*** (0.967)
Observations	9,776	9,776	9,776	9,776
R ²	0.856		0.965	
Adjusted R ²	0.849		0.953	
Residual Std. Error	1.098 (df = 9323)		0.608 (df = 7442)	

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 27: Modelo sem efeitos fixos

	<i>Dependent variable:</i>	
	Total Exports	
	OLS	PPML
	(1)	(2)
TIME	-0.079*** (0.004)	-0.024*** (0.005)
LANDLOCKED _j	-0.207*** (0.046)	-0.108* (0.059)
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.726*** (0.022)	-0.519*** (0.029)
ADJ _{i,j}	0.726*** (0.060)	0.545*** (0.056)
COMMON_LANG _{i,j}	0.284*** (0.048)	0.153*** (0.051)
RTA _{i,j,t}	0.681*** (0.042)	0.343*** (0.061)
ln(GDP _{i,t})	0.984*** (0.009)	0.824*** (0.019)
ln(GDP _{j,t})	1.027*** (0.009)	0.781*** (0.018)
ln(TARIFF _{i,j,t-5})	-0.363 (0.280)	0.988** (0.467)
ln(TARIFF _{i,j,t-10})	1.222*** (0.268)	1.773*** (0.381)
ln(TARIFF _{i,j,t-5})*D _{BR}	4.049*** (0.965)	0.109 (1.308)
ln(TARIFF _{i,j,t-10})*D _{BR}	-1.934*** (0.658)	-2.266*** (0.707)
Constant	130.745*** (7.234)	29.660*** (8.917)
Observations	9,776	9,776
R ²	0.768	
Adjusted R ²	0.768	
Residual Std. Error	1.358 (df = 9763)	

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

6 Conclusão

Em síntese, esta monografia conseguiu reunir evidências para afirmar que foi encontrado um efeito de tarifas defasadas em um ano sobre a importação brasileira. A variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1}) * D_{BR}$ tem coeficiente de -10,751, no modelo OLS, e -4,403 no modelo PPML quando controlamos apenas para efeitos fixos de importador e exportador. O preocupante é um efeito positivo da variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1})$ sobre as importações nesses modelos.

Ao controlarmos para variáveis bilaterais, o coeficiente positivo da $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-1})$ se torna nulo no modelo OLS e é negativo no modelo PPML. Mas a defasagem da tarifa brasileira se torna positiva nos dois modelos. Pode ser que os efeitos bilaterais estejam limpando todo o efeito da tarifa brasileira sobre as importações, restando alguma relação espúria que explique os coeficientes da defasagem.

Para os modelos de exportação, com a inclusão de *dummies* para país importador e exportador, encontramos nas tabelas 24, 25 e 26 coeficientes similares sob diferentes especificações do modelo para a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5}) * D_{BR}$. Também encontramos nas tabelas 25 e 26 efeitos similares para a variável $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10}) * D_{BR}$. A diferença é que os estimadores para $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-5})$ e $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10})$ são nulos os quase nulos com a inclusão de *dummies* bilaterais, enquanto sem elas, esses coeficientes são positivos e significantes.

A seguir, calculamos os efeitos desses coeficientes na importação e exportação brasileira. Quando calculamos a variação das tarifas médias, fazemos isso com base no valor multiplicativo da tarifa, e não com base na sua porcentagem. Por exemplo, se em 1990 a tarifa era de 30% e em 2000 era de 10%, a variação utilizando as porcentagens foi de -66%. Mas utilizando o valor multiplicativo, que seria de 1,3 em 1990, e de 1,1 em 2000, então a tarifa decresceu em -15,4%.

Não consideramos os efeitos da tarifa de país genérico na nossa análise. Quando incluímos *dummies* bilaterais esses efeitos têm valor absoluto muito pequeno, e quando não incluímos, eles são por vezes positivos, o que pode ocorrer por conta do viés de variável bilateral não observável.

A tarifa média brasileira decresceu em -8,2% de 1992 a 2010. Isso implica um efeito médio, tudo o mais constante, de aumento de 32,27% da importação brasileira ao longo dos anos do painel graças a queda das tarifas desde 1993.

Entre 1994 e 2006, o decréscimo foi menos dramático, 2,06%. O que equivale um aumento em média de 10,21% das exportações brasileiras graças a variação das tarifas entre 1994 e 2006, utilizando o valor estimado por OLS. Com a estimação por PPML, esse efeito é de 6,99%.

Utilizando o valor do coeficiente de $\ln(\text{TARIFF}_{i,j,t-10}) * D_{BR}$ da estimação por PPML, e considerando que entre 1989 e 2001 as tarifas decresceram em 19,54%, as exportações brasileiras cresceram em média, tudo o mais constante, 42,39%. Devemos lembrar que no caso dos modelos de exportação, a estimação com e sem inclusão de efeitos bilaterais nos resultados diferentes. Um modelo afirma que apenas a quinta defasagem é significativa, o outro afirma que apenas a décima o é. Conseqüentemente, não podemos considerar o efeito delas em conjunto

Os resultados são mais robustos para os modelos de exportação. Os coeficientes estão mais consistentes entre as diversas especificações das tabelas 25 e 26. Os modelos de importação apresentam coeficiente negativo e significativo apenas na tabela 22. Em todas as demais, os resultados não são confiáveis

e muito variados, por vezes assumindo sinal positivo. Devemos especificar melhor nosso modelo de importação.

Referências

- [1] ANDERSON, J.E. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *The American Economic Review*, v.69, n.1, pp.106-116, 1979.
- [2] ANDERSON, J.E. The Gravity Model. NBER Working Paper, n.16576, 2010. 47 p.
- [3] ANDERSON, J.E.; VAN WINCOOP, E. Gravity with Gravititas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, v.93, n.1, pp.170-192, 2003.
- [4] ANDERSON, J.E.; VAN WINCOOP, E. Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, v.02, pp.691-751, 2004.
- [5] AITKEN, N.D. The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross-Section Analysis. *The American Economic Review*, v.63, p.881-892, 1973.
- [6] DE AZEVEDO, A.F. O Efeito do Mercosul sobre o Comércio: Uma Análise com o Modelo Gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.34, p.307-340,2004.
- [7] BAIER, S.L.; BERGSTRAND, J.H. Do free trade agreements actually increase members' international trade? *Journal of International Economics*, v.71, n.2, p.72-95.
- [8] BALTAGI, B.H; ET. AL. Panel Data Gravity Models Of International Trade. In: BALATAGI, B.H. (eds.). *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford: Oxford University Press 2015.
- [9] BERGSTRAND, J.H.;LARCH, M.; YOTOV, Y.V. Economic integration agreements, border effects, and distance elasticities in the gravity equation. *European Economic Review*, v.78, p.307-327.
- [10] CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K. Essentials of Count Data Regression. In: BALTAGI, B.H. (eds.). *A companion to Theoretical Econometrics*. Oxford: Blackwell 2001.
- [11] CHUDI, A.; PESARAN, M.H. Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey. In: BALATAGI, B.H. (eds.). *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford: Oxford University Press 2015.
- [12] ISARD, W. Location Theory and Trade Theory: Short-run Analysis. *The Quarterly Journal of Economics*, v.68, pp.305-320, 1954.
- [13] GOURIEROUX, c.; MONFORT, A.; TROGNON,A. Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory. *Econometrica*, v.52, n.3, pp.681-700, 1984.

- [14] GOURIEROUX, c.; MONFORT, A.; TROGNON, A. Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models. *Econometrica*, v.52, n.3, pp.701-720, 1984.
- [15] HEAD, K.; MAYER, T. Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU. *Review of World Economics*, v.136, n.2, pp.284-314, 2000.
- [16] HEAD, K.; MAYER, T. Gravity Equations: Workhorse, Toolkit and Cookbook. In: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (eds.). *Handbook of International Economics* vol.4. Amsterdam: North Holland 2014.
- [17] MAYER, T.; ZIGNAGO, S. Market Access in global and Regional Trade. Centre d'études Prospective et d'informations Internationales working Paper, n.2, 2005, 45 p.
- [18] MCCALLUM, J. National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. *The American Economic Review*, v.85, n.3, pp.615-623, 1995.
- [19] NASSIF, A. Os Impactos da Liberalização Comercial sobre o Padrão de Comércio Exterior Brasileiro. *Revista de Economia Política*, v.25, p.1-23, 2005.
- [20] RAVENSTEIN, E.G. The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, v.48, n.2, pp.167-235, 1885.
- [21] SANTOS SILVA, J.M.C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, v.88, n.8, pp.641-658.
- [22] TINBERGEN, J. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, New York: Twentieth Century Fund, 1962.
- [23] VAN BERGELJK, P.A.G.; BRAKMAN S. The Comeback of the Gravity model. In: VAN BERGELJK, P.A.G.; BRAKMAN S.(eds.). *The Gravity Model in International Trade: Advances and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2010.

Apêndice

Corte Transversal: Importação

Tabela A: Modelo de Tinbergen com Tarifa A

		<i>Dependent variable:</i>								
		Total Imports								
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.566*** (0.076)	-0.979*** (0.067)	-0.366*** (0.070)	-0.155** (0.062)	-0.436*** (0.072)	-0.809*** (0.074)	-0.949*** (0.077)	-1.065*** (0.076)	-1.070*** (0.078)	-1.068*** (0.075)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.157*** (0.031)	-1.107*** (0.030)	-1.066*** (0.026)	-1.073*** (0.025)	-1.140*** (0.025)	-1.112*** (0.026)	-1.050*** (0.026)	-1.194*** (0.025)	-1.180*** (0.026)	-1.187*** (0.026)
ADJ _{i,j}	0.518*** (0.145)	0.877*** (0.136)	1.051*** (0.119)	1.012** (0.114)	0.945*** (0.117)	1.068*** (0.120)	1.035*** (0.123)	0.959*** (0.124)	0.933*** (0.127)	0.872*** (0.124)
COMMON_LANG _{i,j}	0.708*** (0.056)	0.818*** (0.054)	0.825*** (0.051)	0.824*** (0.048)	0.817*** (0.049)	1.057*** (0.049)	1.153*** (0.049)	1.142*** (0.050)	1.138*** (0.051)	0.932*** (0.051)
RTA _{i,j,t}	0.566*** (0.115)	0.516*** (0.109)	0.759*** (0.078)	0.640** (0.067)	0.947*** (0.067)	0.825*** (0.062)	0.997*** (0.061)	0.751*** (0.054)	0.898*** (0.053)	0.887*** (0.050)
ln(GDP _i)	0.851*** (0.011)	0.830*** (0.011)	0.877*** (0.010)	0.925*** (0.010)	0.934*** (0.011)	0.949*** (0.010)	0.919*** (0.011)	0.954*** (0.011)	0.984*** (0.011)	0.922*** (0.012)
ln(GDP _j)	1.034*** (0.010)	1.060*** (0.009)	1.034*** (0.008)	1.118*** (0.008)	1.152*** (0.007)	1.169*** (0.008)	1.186*** (0.008)	1.226*** (0.008)	1.239*** (0.008)	1.244*** (0.008)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-0.930 (0.755)	-2.539** (1.028)	0.187 (1.586)	-5.273*** (1.262)	-3.604** (1.413)	-5.736*** (1.509)	7.097*** (2.134)	-5.018*** (1.441)	-5.018*** (1.440)	-5.459*** (1.414)
Constant	-20.375*** (0.450)	-21.178*** (0.426)	-22.306*** (0.393)	-25.466*** (0.381)	-26.162*** (0.391)	-27.704*** (0.396)	-28.335*** (0.404)	-29.213*** (0.403)	-30.654*** (0.417)	-29.055*** (0.425)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.632	0.649	0.639	0.668	0.666	0.666	0.665	0.666	0.658	0.662
Adjusted R ²	0.630	0.648	0.636	0.665	0.663	0.663	0.663	0.663	0.655	0.659
Residual Std. Error	2.179 (df = 9997)	2.184 (df = 11397)	2.263 (df = 15530)	2.192 (df = 17478)	2.343 (df = 20321)	2.426 (df = 21418)	2.510 (df = 22795)	2.560 (df = 23672)	2.625 (df = 24161)	2.558 (df = 23513)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela B: Modelo AvW com Tarifa A

		<i>Dependent variable:</i>								
		Total Imports								
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.369 (0.431)	-1.381*** (0.293)	0.133 (0.279)	-0.643 (0.395)	1.177 (0.806)	-2.270*** (0.532)	-3.914*** (0.694)	-3.892*** (0.668)	-2.453*** (0.690)	-1.485* (0.842)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.427*** (0.032)	-1.430*** (0.030)	-1.386*** (0.027)	-1.357*** (0.026)	-1.510*** (0.026)	-1.562*** (0.026)	-1.570*** (0.026)	-1.676*** (0.025)	-1.637*** (0.026)	-1.612*** (0.025)
ADJ _{i,j}	0.362*** (0.132)	0.641*** (0.125)	0.748*** (0.106)	0.669*** (0.105)	0.486*** (0.108)	0.461*** (0.109)	0.402*** (0.110)	0.517*** (0.111)	0.559*** (0.113)	0.515*** (0.110)
COMMON_LANG _{i,j}	0.721*** (0.060)	0.745*** (0.058)	0.862*** (0.053)	0.768*** (0.051)	0.714*** (0.052)	0.807*** (0.051)	0.867*** (0.051)	0.886*** (0.051)	0.904*** (0.052)	0.809*** (0.052)
RTA _{i,j,t}	0.053 (0.115)	0.012 (0.108)	0.417*** (0.073)	0.465*** (0.064)	0.625*** (0.064)	0.667*** (0.060)	0.600*** (0.059)	0.291*** (0.053)	0.406*** (0.052)	0.498*** (0.050)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-2.854 (2.455)	-2.715* (1.576)	2.003 (2.982)	-4.055 (3.831)	-22.636*** (7.445)	-12.838* (4.918)	-11.562** (4.917)	-4.214 (3.141)	-1.262 (4.048)	-3.631 (3.291)
Constant	25.048*** (0.518)	24.841*** (0.403)	23.937*** (0.368)	23.977*** (0.346)	23.378*** (0.529)	25.578*** (0.451)	25.545*** (0.550)	26.327*** (0.528)	26.914*** (0.594)	25.627*** (0.526)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.723	0.734	0.738	0.742	0.738	0.745	0.751	0.753	0.748	0.756
Adjusted R ²	0.714	0.725	0.730	0.735	0.732	0.739	0.745	0.748	0.743	0.751
Residual Std. Error	1.916 (df = 9713)	1.930 (df = 11090)	1.949 (df = 15187)	1.952 (df = 17128)	2.092 (df = 19951)	2.137 (df = 21046)	2.182 (df = 22421)	2.216 (df = 23300)	2.268 (df = 23791)	2.189 (df = 23151)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela C: Modelo PPML com Tarifas A

<i>Dependent variable:</i>										
Total Imports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	0.849** (0.420)	-0.130 (0.343)	0.593 (0.488)	2.030*** (0.622)	0.445 (0.858)	-0.641 (0.571)	-1.209 (1.176)	-1.098 (1.508)	3.151** (1.351)	1.171** (0.560)
ln(DISTANCE _{i,j})	-0.501*** (0.035)	-0.552*** (0.038)	-0.540*** (0.033)	-0.503*** (0.031)	-0.562*** (0.030)	-0.600*** (0.030)	-0.682*** (0.033)	-0.672*** (0.034)	-0.679*** (0.033)	-0.663*** (0.028)
ADJ _{i,j}	0.502*** (0.106)	0.527*** (0.106)	0.469*** (0.092)	0.495*** (0.080)	0.458*** (0.074)	0.325*** (0.071)	0.349*** (0.066)	0.323*** (0.074)	0.316*** (0.082)	0.270*** (0.074)
COMMON_LANG _{i,j}	0.451*** (0.069)	0.457*** (0.071)	0.433*** (0.073)	0.357*** (0.068)	0.338*** (0.062)	0.336*** (0.073)	0.327*** (0.069)	0.255*** (0.066)	0.181*** (0.070)	0.161** (0.066)
RTA _{i,j,t}	0.575*** (0.107)	0.491*** (0.106)	0.578*** (0.095)	0.768*** (0.080)	0.715*** (0.078)	0.668*** (0.072)	0.431*** (0.073)	0.408*** (0.069)	0.279*** (0.071)	0.409*** (0.068)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	-3.425** (1.601)	-4.901** (2.314)	-0.432 (3.498)	-4.410 (3.818)	-8.774* (4.501)		-2.306 (2.006)	1.503 (1.817)	1.521 (3.736)	-2.856** (1.369)
Constant	17.452*** (0.487)	18.974*** (0.460)	18.235*** (0.444)	18.368*** (0.415)	17.314*** (0.775)	19.345*** (0.435)	20.658*** (0.819)	19.962*** (0.610)	20.997*** (0.745)	20.622*** (0.627)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Corte Transversal: Exportação

Tabela D: Modelo Tinbergen com tarifa A

<i>Dependent variable:</i>										
Total Exports										
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
LANDLOCKED _i	-0.295*** (0.079)	-0.510*** (0.078)	-0.274*** (0.069)	-0.268*** (0.068)	-0.354*** (0.075)	-0.521*** (0.073)	-0.603*** (0.070)	-0.678*** (0.068)	-0.757*** (0.071)	-0.823*** (0.071)
ln(DISTANCE _{i,j})	-1.164*** (0.031)	-1.143*** (0.031)	-1.093*** (0.026)	-1.139*** (0.024)	-1.233*** (0.024)	-1.281*** (0.025)	-1.188*** (0.026)	-1.315*** (0.025)	-1.299*** (0.025)	-1.299*** (0.025)
ADJ _{i,j}	0.414*** (0.123)	0.676*** (0.122)	0.952*** (0.105)	0.865*** (0.103)	0.742*** (0.100)	0.821*** (0.103)	0.843*** (0.105)	0.840*** (0.107)	0.854*** (0.112)	0.805*** (0.110)
COMMON_LANG _{i,j}	0.715*** (0.059)	0.862*** (0.058)	0.855*** (0.052)	0.822*** (0.048)	0.824*** (0.049)	1.075*** (0.047)	1.151*** (0.048)	1.164*** (0.048)	1.196*** (0.049)	1.031*** (0.049)
RTA _{i,j,t}	0.562*** (0.104)	0.496*** (0.103)	0.756*** (0.071)	0.593*** (0.062)	0.820*** (0.060)	0.708*** (0.056)	0.883*** (0.054)	0.602*** (0.048)	0.708*** (0.048)	0.688*** (0.046)
ln(GDP _i)	0.903*** (0.009)	0.891*** (0.009)	0.902*** (0.008)	0.918*** (0.008)	0.950*** (0.007)	0.976*** (0.008)	0.981*** (0.008)	0.986*** (0.007)	0.996*** (0.008)	0.984*** (0.008)
ln(GDP _j)	0.999*** (0.012)	1.013*** (0.011)	1.000*** (0.011)	1.121*** (0.010)	1.126*** (0.011)	1.127*** (0.011)	1.130*** (0.011)	1.176*** (0.011)	1.196*** (0.012)	1.187*** (0.012)
ln(TARIFF _{i,j,t})*D _{BR}	2.858*** (0.317)	3.732*** (1.219)	4.805*** (0.856)	-1.007 (0.834)	3.859*** (1.052)	10.139*** (0.868)	10.173*** (0.924)	2.719** (1.095)	2.966*** (0.811)	4.905*** (0.725)
Constant	-20.718*** (0.468)	-21.263*** (0.456)	-21.944*** (0.409)	-24.884*** (0.392)	-25.518*** (0.396)	-25.932*** (0.391)	-27.409*** (0.396)	-27.768*** (0.395)	-28.838*** (0.421)	-28.217*** (0.413)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.631	0.648	0.642	0.677	0.676	0.676	0.677	0.681	0.671	0.678
Adjusted R ²	0.629	0.646	0.640	0.674	0.673	0.674	0.675	0.679	0.669	0.676
Residual Std. Error	2.181 (df = 9997)	2.189 (df = 11397)	2.251 (df = 15530)	2.162 (df = 17478)	2.309 (df = 20321)	2.388 (df = 21418)	2.464 (df = 22795)	2.498 (df = 23672)	2.573 (df = 24161)	2.495 (df = 23513)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela E: Modelo AvW com tarifa A

		<i>Dependent variable:</i>								
		Total Exports								
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
landlocked	0.653 (0.410)	1.432*** (0.463)	1.806*** (0.379)	0.270 (0.485)	2.275** (0.708)	1.544** (0.717)	1.219** (0.578)	0.862* (0.521)	0.682 (0.524)	2.185*** (0.667)
dist	-1.425*** (0.033)	-1.413*** (0.033)	-1.353*** (0.027)	-1.349*** (0.027)	-1.503*** (0.027)	-1.568*** (0.027)	-1.564*** (0.027)	-1.681*** (0.026)	-1.647*** (0.027)	-1.618*** (0.026)
contig	0.356*** (0.129)	0.617*** (0.130)	0.768*** (0.108)	0.671*** (0.106)	0.483*** (0.104)	0.473*** (0.107)	0.465*** (0.111)	0.573*** (0.111)	0.550*** (0.116)	0.541*** (0.115)
comlang_ethno	0.717*** (0.062)	0.720*** (0.061)	0.835*** (0.055)	0.727*** (0.053)	0.676*** (0.053)	0.789*** (0.051)	0.862*** (0.051)	0.886*** (0.051)	0.915*** (0.052)	0.794*** (0.051)
fta_wto	0.099 (0.114)	0.064 (0.107)	0.455*** (0.073)	0.459*** (0.063)	0.592*** (0.059)	0.702*** (0.057)	0.719*** (0.055)	0.368*** (0.050)	0.510*** (0.050)	0.596*** (0.047)
Tariff Simple Average	3.118*** (0.643)	3.533** (1.452)	11.196*** (2.060)	6.706*** (2.301)	6.089** (2.651)	7.380** (3.235)	4.100*** (1.450)	2.641 (2.537)	3.564 (2.391)	5.499*** (1.620)
Constant	24.047*** (0.496)	21.990*** (0.543)	22.026*** (0.449)	22.008*** (0.436)	21.095*** (0.674)	22.794*** (0.634)	21.618*** (0.619)	23.170*** (0.531)	23.619*** (0.554)	21.579*** (0.689)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695
R ²	0.723	0.734	0.738	0.742	0.737	0.745	0.751	0.753	0.749	0.756
Adjusted R ²	0.713	0.725	0.730	0.735	0.730	0.739	0.745	0.747	0.743	0.750
Residual Std. Error	1.919 (df = 9713)	1.929 (df = 11090)	1.950 (df = 15187)	1.950 (df = 17128)	2.097 (df = 19951)	2.137 (df = 21046)	2.182 (df = 22421)	2.219 (df = 23300)	2.268 (df = 23791)	2.190 (df = 23151)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela F: Modelo PPML com Tarifas A

		<i>Dependent variable:</i>								
		Total Exports								
	(1989)	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)	(2016)
landlocked	0.217 (0.358)	0.199 (0.402)	-0.282 (0.443)	1.406** (0.660)	3.382** (1.390)	1.187 (1.163)	0.740 (0.698)	-1.101* (0.589)	-0.051 (0.667)	-0.531 (0.662)
dist	-0.501*** (0.034)	-0.538*** (0.036)	-0.494*** (0.033)	-0.450*** (0.031)	-0.507*** (0.030)	-0.594*** (0.031)	-0.622*** (0.035)	-0.615*** (0.036)	-0.651*** (0.034)	-0.642*** (0.030)
contig	0.488*** (0.108)	0.529*** (0.105)	0.464*** (0.085)	0.509*** (0.080)	0.479*** (0.079)	0.351*** (0.067)	0.353*** (0.071)	0.328*** (0.076)	0.309*** (0.082)	0.314*** (0.073)
comlang_ethno	0.467*** (0.070)	0.491*** (0.070)	0.480*** (0.071)	0.389*** (0.067)	0.354*** (0.066)	0.360*** (0.071)	0.364*** (0.070)	0.311*** (0.066)	0.183*** (0.070)	0.168** (0.069)
fta_wto	0.514*** (0.102)	0.407*** (0.104)	0.634*** (0.089)	0.779*** (0.079)	0.720*** (0.078)	0.588*** (0.070)	0.496*** (0.072)	0.475*** (0.062)	0.384*** (0.063)	0.481*** (0.070)
Tariff Simple Average	0.515 (0.836)	0.454 (0.823)	1.146 (2.334)	-4.489*** (1.574)	-4.386*** (1.533)	-8.251*** (1.980)	-6.535*** (1.769)	-3.281 (2.151)	3.701 (3.148)	-2.091 (2.303)
Constant	18.103*** (0.472)	18.501*** (0.544)	18.601*** (0.660)	18.013*** (0.657)	13.834*** (1.432)	16.859*** (1.202)	18.526*** (0.736)	20.095*** (0.654)	20.232*** (0.710)	20.718*** (0.796)
Observations	10,035	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345	23,695

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Corte Transversal com defasagem: Importação

Tabela G: Modelo AvW com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>							
		Total Imports							
		(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked		-1.400*** (0.365)	-0.172 (0.335)	-1.010*** (0.321)	-1.337*** (0.346)	-1.492*** (0.334)	-2.248*** (0.390)	-1.543*** (0.361)	-1.954*** (0.340)
dist		-1.408*** (0.032)	-1.381*** (0.027)	-1.378*** (0.026)	-1.521*** (0.026)	-1.584*** (0.026)	-1.588*** (0.027)	-1.695*** (0.026)	-1.663*** (0.026)
contig		0.647*** (0.128)	0.796*** (0.108)	0.661*** (0.107)	0.507*** (0.107)	0.467*** (0.109)	0.445*** (0.112)	0.568*** (0.112)	0.601*** (0.118)
comlang_ethno		0.740*** (0.061)	0.856*** (0.055)	0.757*** (0.053)	0.704*** (0.053)	0.812*** (0.051)	0.874*** (0.051)	0.898*** (0.051)	0.920*** (0.052)
fta_wto		0.079 (0.103)	0.381*** (0.071)	0.454*** (0.062)	0.618*** (0.059)	0.678*** (0.056)	0.648*** (0.054)	0.338*** (0.049)	0.452*** (0.050)
Simple.Average		-2.379** (0.947)	0.066 (0.654)	-2.200*** (0.652)	-1.706*** (0.453)	-1.192** (0.528)	-1.022 (0.674)	-1.524** (0.593)	-1.886*** (0.498)
Simple_Average_1		1.371* (0.707)	0.892 (0.898)	2.468*** (0.795)	0.689 (0.612)	0.262 (0.587)	-0.893 (0.565)	-0.060 (0.621)	-0.614 (0.414)
Simple.Average_2		1.289 (0.838)	-0.229 (0.725)	0.875 (0.644)	-0.094 (0.500)	0.215 (0.505)	0.687 (0.610)	0.479 (0.637)	0.550 (0.540)
Simple.Average_3		-2.371*** (0.779)	-0.575 (0.406)	-0.415 (0.379)	1.926*** (0.381)	0.816** (0.380)	1.034** (0.499)	0.346 (0.566)	0.191 (0.516)
Simple.Average_plus1		1.678*** (0.497)	1.104** (0.444)	0.030 (0.348)	-0.550 (0.371)	-0.765* (0.429)	-0.699 (0.662)	-0.429 (0.475)	0.706 (0.532)
BR.Simple.Average		0.787 (1.457)	6.149 (7.294)	-7.347 (8.934)	-22.105** (8.840)	-5.958 (14.707)	-25.374** (10.092)	-26.310*** (9.823)	0.745 (7.650)
BR.Simple.Average_1		-15.213*** (4.154)	-6.574 (9.691)	1.398 (8.903)	14.457* (7.944)	-17.093 (11.309)	21.206 (14.468)	6.710 (10.947)	-3.460 (10.862)
BR.Simple.Average_2		-9.164** (4.166)	5.067 (9.085)	4.443 (6.467)	-1.624 (4.856)	-2.618 (10.977)	8.864 (15.509)	33.350*** (11.288)	12.670 (10.000)
BR.Simple.Average_3		10.945*** (3.120)	-0.320 (1.806)	1.799 (5.502)	0.374 (5.917)	9.238 (10.384)	-17.144 (11.857)	-20.168* (11.424)	-14.283 (9.947)
BR.Simple.Average_plus1		17.337** (8.788)	-4.452 (5.969)	-1.159 (6.686)	-14.762* (8.939)	-0.039 (10.502)	1.136 (4.710)	6.238 (6.807)	5.741 (9.887)
Constant		24.707*** (0.460)	23.939*** (0.390)	24.108*** (0.369)	25.467*** (0.390)	26.044*** (0.375)	25.600*** (0.375)	26.128*** (0.372)	26.628*** (0.360)
Observations		11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345
R ²		0.733	0.733	0.737	0.733	0.740	0.747	0.749	0.744
Adjusted R ²		0.725	0.726	0.732	0.728	0.735	0.742	0.745	0.740
Residual Std. Error		1.928 (df = 11129)	1.962 (df = 15271)	1.963 (df = 17237)	2.106 (df = 20091)	2.151 (df = 21201)	2.194 (df = 22581)	2.228 (df = 23463)	2.281 (df = 23957)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela H: Modelo PPML com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>							
		Total Imports							
		(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked		-0.124 (0.337)	0.756 (0.569)	0.116 (0.502)	0.068 (0.585)	-0.732 (0.568)	-0.948* (0.499)	-0.672 (0.543)	-0.845 (0.558)
dist		-0.524*** (0.037)	-0.505*** (0.032)	-0.473*** (0.032)	-0.510*** (0.031)	-0.610*** (0.030)	-0.648*** (0.032)	-0.646*** (0.034)	-0.672*** (0.032)
contig		0.518*** (0.112)	0.468*** (0.096)	0.464*** (0.089)	0.444*** (0.082)	0.326*** (0.071)	0.335*** (0.073)	0.328*** (0.078)	0.301*** (0.083)
comlang_ethno		0.442*** (0.076)	0.430*** (0.076)	0.379*** (0.073)	0.334*** (0.067)	0.320*** (0.073)	0.298*** (0.076)	0.236*** (0.074)	0.166** (0.076)
fta_wto		0.504*** (0.109)	0.716*** (0.090)	0.810*** (0.086)	0.772*** (0.082)	0.687*** (0.073)	0.493*** (0.067)	0.464*** (0.062)	0.407*** (0.059)
Simple.Average		-3.282** (1.665)	-1.574 (0.995)	-1.061 (0.979)	2.961*** (0.903)	-1.211 (1.063)	2.652* (1.608)	2.016 (1.279)	-1.456 (1.506)
Simple_Average_1		2.738** (1.197)	0.119 (1.520)	2.997*** (0.901)	0.581 (1.091)	2.096** (0.905)	-0.162 (1.554)	-1.186 (1.427)	-1.448 (1.539)
Simple.Average_2		-3.023*** (0.775)	0.470 (1.113)	-0.049 (1.083)	-3.664*** (0.734)	-1.152* (0.596)	-0.584 (1.470)	-1.336 (1.842)	0.632 (1.102)
Simple.Average_3		1.021 (0.700)	1.377** (0.584)	-0.472 (0.626)	0.293 (0.809)	1.935*** (0.704)	0.837 (1.486)	1.999 (1.355)	1.179 (1.325)
Simple.Average_plus1		1.644** (0.753)	-0.527 (0.895)	-1.543 (0.944)	-0.101 (0.505)	0.299 (1.010)	-1.387 (1.601)	0.065 (1.620)	2.379** (1.194)
BR.Simple.Average		3.161* (1.915)	9.928* (5.911)	10.646*** (4.036)	-4.077 (7.829)	-7.757 (6.335)	-6.754 (8.022)	8.768 (7.797)	-0.104 (4.255)
BR.Simple.Average_1		-8.103** (3.274)	-6.465 (5.005)	-12.172** (5.533)	-8.430 (8.211)	-13.618* (7.968)	-16.007** (7.221)	-7.718 (7.277)	6.895 (5.897)
BR.Simple.Average_2		-1.761 (2.774)	3.135 (3.156)	-8.024 (5.526)	-3.395 (2.100)	-1.089 (7.738)	5.892 (5.499)	10.842 (9.582)	-6.444 (8.100)
BR.Simple.Average_3		1.998 (2.134)	-1.363 (1.027)	9.188** (3.876)	16.473*** (5.877)	3.785 (7.348)	-7.901 (5.691)	-10.874* (6.545)	10.678 (11.267)
BR.Simple.Average_plus1		5.579 (4.557)	-6.834* (3.868)	-7.996*** (1.960)	-13.687** (6.297)	2.747 (5.895)	18.454** (7.360)	-2.522 (6.794)	-10.812*** (3.578)
Constant		18.735*** (0.426)	17.934*** (0.436)	18.099*** (0.416)	17.834*** (0.433)	19.225*** (0.436)	20.085*** (0.496)	19.691*** (0.402)	20.725*** (0.445)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Corte Transversal com defasagem: Exportação

Tabela I: Modelo AvW com Tarifas B

	<i>Dependent variable:</i>							
	Total Exports							
	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked	1.427*** (0.463)	1.410*** (0.390)	0.714* (0.367)	1.376*** (0.366)	1.176*** (0.364)	0.961*** (0.329)	0.876*** (0.339)	0.697* (0.380)
dist	-1.405*** (0.032)	-1.362*** (0.027)	-1.346*** (0.026)	-1.492*** (0.026)	-1.562*** (0.027)	-1.571*** (0.027)	-1.685*** (0.026)	-1.653*** (0.026)
contig	0.621*** (0.130)	0.787*** (0.108)	0.665*** (0.106)	0.503*** (0.105)	0.486*** (0.107)	0.479*** (0.112)	0.587*** (0.112)	0.619*** (0.117)
comlang_ethno	0.731*** (0.061)	0.837*** (0.055)	0.731*** (0.053)	0.687*** (0.053)	0.794*** (0.051)	0.875*** (0.050)	0.902*** (0.051)	0.924*** (0.052)
fta_wto	0.076 (0.103)	0.388*** (0.070)	0.462*** (0.062)	0.627*** (0.058)	0.695*** (0.056)	0.691*** (0.054)	0.366*** (0.049)	0.485*** (0.050)
Simple.Average	-0.301 (0.554)	0.635 (0.479)	0.251 (0.461)	0.960** (0.375)	0.187 (0.430)	0.151 (0.490)	1.027** (0.445)	0.110 (0.391)
Simple.Average_1	-0.074 (0.543)	0.532 (0.673)	0.879* (0.506)	0.219 (0.377)	0.321 (0.449)	0.808* (0.465)	-1.109** (0.471)	-0.193 (0.230)
Simple.Average_2	0.001 (0.483)	0.143 (0.564)	0.901* (0.488)	0.498 (0.339)	0.543 (0.382)	-0.058 (0.479)	0.556 (0.420)	-0.152 (0.405)
Simple.Average_3	-0.635 (0.387)	-0.481 (0.344)	0.658* (0.365)	1.203*** (0.328)	1.608*** (0.356)	1.285*** (0.388)	0.768* (0.408)	1.097*** (0.396)
Simple.Average_plus1	1.405*** (0.496)	1.826*** (0.397)	0.875*** (0.334)	0.331 (0.313)	-0.532 (0.409)	-0.179 (0.427)	-0.596 (0.454)	0.106 (0.466)
BR.Simple.Average	1.357 (1.110)	5.482** (2.268)	4.753 (3.287)	-0.958 (4.728)	1.989 (3.505)	4.522** (1.853)	3.882 (4.348)	1.623 (2.325)
BR.Simple.Average_1	-0.089 (1.266)	0.358 (2.132)	5.274 (4.281)	2.295 (4.177)	0.094 (3.222)	0.205 (3.924)	-4.590 (5.565)	-1.467 (4.294)
BR.Simple.Average_2	0.152 (1.122)	-0.197 (2.210)	10.969* (6.175)	-3.345 (2.643)	3.261 (3.717)	0.141 (3.423)	5.349 (7.175)	2.286 (2.968)
BR.Simple.Average_3	2.163** (0.995)	1.769** (0.781)	-6.159 (6.691)	4.479 (2.778)	3.394 (3.425)	-0.524 (3.046)	2.564 (2.422)	-2.553 (3.965)
BR.Simple.Average_plus1	2.933 (2.218)	3.031 (3.174)	-7.817** (3.176)	3.503 (5.311)	1.380 (3.092)	-3.398 (3.103)	-3.159 (4.210)	3.426 (2.649)
Constant	21.880*** (0.540)	22.113*** (0.447)	21.915*** (0.434)	22.080*** (0.446)	22.790*** (0.457)	21.816*** (0.479)	23.353*** (0.455)	23.564*** (0.486)
Observations	11,454	15,632	17,605	20,479	21,591	22,973	23,853	24,345
R ²	0.732	0.734	0.739	0.733	0.740	0.747	0.749	0.744
Adjusted R ²	0.724	0.728	0.733	0.728	0.736	0.742	0.744	0.739
Residual Std. Error	1.932 (df = 11129)	1.957 (df = 15271)	1.958 (df = 17237)	2.105 (df = 20091)	2.149 (df = 21201)	2.194 (df = 22581)	2.230 (df = 23463)	2.282 (df = 23957)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela J:Modelo PPML com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>							
		Total Exports							
		(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked		0.226 (0.378)	0.217 (0.487)	0.381 (0.522)	-0.230 (0.455)	-0.717 (0.559)	-1.010* (0.516)	-1.646*** (0.436)	-1.330*** (0.427)
dist		-0.518*** (0.037)	-0.501*** (0.032)	-0.463*** (0.031)	-0.509*** (0.030)	-0.601*** (0.030)	-0.640*** (0.032)	-0.640*** (0.034)	-0.670*** (0.033)
contig		0.528*** (0.112)	0.469*** (0.096)	0.464*** (0.088)	0.443*** (0.082)	0.315*** (0.070)	0.326*** (0.072)	0.312*** (0.077)	0.302*** (0.083)
comlang_ethno		0.441*** (0.074)	0.430*** (0.075)	0.371*** (0.072)	0.336*** (0.067)	0.334*** (0.074)	0.313*** (0.077)	0.236*** (0.073)	0.163** (0.075)
fta_wto		0.517*** (0.107)	0.726*** (0.089)	0.803*** (0.084)	0.765*** (0.083)	0.641*** (0.072)	0.459*** (0.068)	0.470*** (0.062)	0.426*** (0.062)
Simple.Average		0.337 (1.207)	-0.860 (0.746)	-0.099 (0.663)	1.978*** (0.660)	-0.611 (0.765)	2.404*** (0.808)	2.480*** (0.779)	-0.693 (0.951)
Simple_Average_1		0.467 (0.887)	1.316 (0.913)	0.004 (0.888)	0.600 (0.746)	3.447*** (0.730)	0.025 (0.858)	-2.385** (1.131)	0.318 (0.722)
Simple.Average_2		-1.786*** (0.677)	-0.505 (0.701)	0.448 (0.719)	-2.912*** (0.677)	-1.805** (0.725)	-3.377*** (0.866)	-3.080*** (1.096)	1.159 (0.755)
Simple.Average_3		-0.238 (0.678)	1.298** (0.587)	1.128** (0.472)	0.948 (0.602)	0.653 (0.692)	1.132 (0.763)	0.836 (0.769)	-0.226 (0.841)
Simple.Average_plus1		-0.066 (0.757)	-1.468** (0.713)	-2.069*** (0.774)	-1.069 (0.659)	-2.326*** (0.779)	-1.003 (0.941)	3.343*** (0.829)	1.685 (1.029)
BR.Simple.Average		-1.026 (1.800)	2.017 (2.393)	1.312 (2.287)	1.504 (3.398)	-5.367* (2.993)	-0.784 (2.268)	-3.411 (3.473)	5.498 (3.433)
BR.Simple.Average_1		-0.176 (1.510)	-4.595* (2.388)	-1.635 (2.470)	-1.269 (3.551)	-3.437 (3.342)	-6.449* (3.331)	8.825 (6.199)	-0.905 (2.976)
BR.Simple.Average_2		0.874 (1.105)	1.147 (1.795)	1.302 (2.773)	-3.938*** (1.215)	1.386 (3.900)	-1.496 (2.158)	-11.477** (4.510)	5.984 (3.979)
BR.Simple.Average_3		2.597** (1.229)	-0.930 (0.921)	-1.303 (2.384)	1.014 (2.759)	6.654** (3.319)	-2.894 (2.209)	-2.034 (2.994)	-1.582 (4.547)
BR.Simple.Average_plus1		-1.607 (2.801)	3.294 (3.879)	-4.907*** (1.254)	-2.214 (3.236)	-3.323 (2.338)	2.527 (2.864)	3.614 (3.624)	-7.629*** (1.947)
Constant		18.349*** (0.541)	18.726*** (0.652)	18.149*** (0.652)	18.181*** (0.706)	19.539*** (0.770)	20.427*** (0.658)	20.787*** (0.716)	20.884*** (0.741)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Corte Transversal Amostra Diminuta: Importação

Tabela K: Modelo AvW com Tarifas B

	<i>Dependent variable:</i>							
	Total Imports							
	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked	-1.189*** (0.400)	-0.574** (0.256)	-0.205 (0.301)	0.212 (0.323)	0.819** (0.357)	1.013*** (0.359)	0.243 (0.351)	0.113 (0.324)
dist	-1.125*** (0.064)	-1.139*** (0.057)	-1.079*** (0.058)	-1.013*** (0.051)	-1.010*** (0.052)	-1.034*** (0.057)	-1.012*** (0.060)	-1.035*** (0.057)
contig	0.325* (0.180)	0.412*** (0.155)	0.312** (0.151)	0.251* (0.138)	0.222 (0.137)	0.225 (0.154)	0.275* (0.156)	0.266 (0.166)
comlang_ethno	0.348** (0.142)	0.439*** (0.130)	0.356*** (0.116)	0.365*** (0.102)	0.424*** (0.104)	0.410*** (0.120)	0.404*** (0.115)	0.420*** (0.114)
fta_wto	-0.393*** (0.140)	-0.355*** (0.103)	0.131 (0.104)	0.414*** (0.100)	0.743*** (0.112)	0.561*** (0.128)	0.664*** (0.099)	0.589*** (0.101)
Simple.Average	-5.034 (3.228)	-0.095 (1.018)	-0.133 (1.154)	5.841*** (2.099)	-2.995 (2.786)	3.581 (5.805)	-2.334 (3.616)	-1.977 (4.201)
Simple_Average_1	3.143 (2.463)	1.455 (2.258)	2.283 (2.077)	-0.870 (2.078)	4.091 (2.579)	-11.115*** (3.432)	-7.274** (3.536)	5.639 (3.608)
Simple.Average_2	-0.675 (2.565)	-0.748 (3.031)	-2.225 (2.096)	-1.555** (0.775)	0.776 (1.054)	3.485 (4.510)	-0.279 (6.485)	3.559 (4.760)
Simple.Average_3	0.283 (1.308)	0.681 (1.638)	2.219** (0.973)	-1.602 (1.004)	4.026** (1.768)	6.016 (4.042)	9.750* (5.727)	-2.965 (3.793)
Simple.Average_plus1	1.715 (1.991)	-3.353** (1.384)	0.364 (0.917)	1.163 (0.900)	-0.914 (3.058)	1.437 (5.405)	6.519* (3.729)	1.570 (2.123)
BR.Simple.Average	-19.794 (12.395)	7.912 (9.597)	-18.868 (15.496)	-11.034 (41.490)	-4.156 (12.465)	-100.685* (55.686)	10.824 (45.917)	4.160 (8.659)
BR.Simple.Average_1	1.316 (4.885)	-19.745*** (7.538)	-2.743 (15.197)	-44.175 (37.502)	36.077 (58.572)	71.244 (71.027)	43.868 (41.841)	-60.941* (34.654)
BR.Simple.Average_2	-10.965* (6.524)	2.054 (5.677)	-3.252 (11.366)	-0.494 (2.641)	-42.766 (54.773)	-2.184 (44.071)	39.215 (30.452)	-21.115 (53.160)
BR.Simple.Average_3	-2.380 (5.142)	-1.267 (4.451)	4.657 (16.916)	49.659* (28.450)	-40.587 (36.179)	-16.714 (15.812)	-40.602* (20.960)	97.769*** (24.868)
BR.Simple.Average_plus1	32.200* (16.966)	-5.559 (13.786)	-9.868*** (3.517)	-26.505 (31.524)	8.152 (12.137)	32.663 (23.220)	-67.136*** (24.792)	-23.681*** (7.954)
Constant	23.761*** (0.778)	24.586*** (0.617)	23.434*** (0.690)	22.445*** (0.570)	22.340*** (0.639)	22.968*** (0.672)	23.411*** (0.685)	24.263*** (0.664)
Observations	1,445	1,795	1,899	1,962	1,965	1,966	1,960	1,969
R ²	0.829	0.846	0.863	0.862	0.863	0.844	0.836	0.842
Adjusted R ²	0.818	0.836	0.855	0.855	0.856	0.836	0.827	0.834
Residual Std. Error	1.192 (df = 1353)	1.078 (df = 1695)	1.040 (df = 1796)	1.045 (df = 1859)	1.087 (df = 1862)	1.142 (df = 1863)	1.123 (df = 1857)	1.099 (df = 1866)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela L: Modelo PPML com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>							
		Total Imports							
		(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked		-1.023** (0.400)	0.085 (0.470)	0.500 (0.388)	0.763* (0.431)	1.508*** (0.386)	1.635*** (0.306)	1.485*** (0.263)	1.317*** (0.240)
dist		-0.456*** (0.046)	-0.392*** (0.044)	-0.346*** (0.045)	-0.418*** (0.041)	-0.486*** (0.045)	-0.567*** (0.045)	-0.541*** (0.047)	-0.593*** (0.044)
contig		0.454*** (0.095)	0.402*** (0.086)	0.427*** (0.086)	0.446*** (0.091)	0.400*** (0.087)	0.436*** (0.090)	0.471*** (0.093)	0.390*** (0.096)
comlang_ethno		0.395*** (0.103)	0.310*** (0.103)	0.233** (0.092)	0.246*** (0.088)	0.243*** (0.090)	0.214** (0.099)	0.201** (0.097)	0.146 (0.099)
fta_wto		0.596*** (0.140)	0.936*** (0.125)	1.138*** (0.119)	1.006*** (0.116)	1.109*** (0.122)	0.682*** (0.112)	0.724*** (0.104)	0.694*** (0.100)
Simple.Average		-6.479** (2.697)	0.806 (2.153)	0.811 (1.360)	11.902*** (2.326)	-3.698* (2.213)	10.656 (6.752)	-4.412 (3.219)	8.412 (7.384)
Simple_Average_1		6.993*** (1.841)	-1.786 (3.304)	3.394** (1.637)	-7.568*** (2.616)	3.409 (2.147)	-1.979 (4.683)	1.335 (4.118)	-15.199* (9.026)
Simple.Average_2		-6.437*** (1.392)	1.320 (3.039)	-4.781** (2.091)	-4.592*** (1.225)	-3.606** (1.423)	-1.141 (3.467)	-8.525 (6.478)	13.130** (6.378)
Simple.Average_3		1.168 (0.999)	2.811* (1.633)	0.996 (1.672)	0.656 (1.255)	3.083 (2.021)	-1.370 (2.408)	9.606* (5.764)	-6.361** (3.123)
Simple.Average_plus1		2.263 (2.187)	-5.947*** (1.981)	-1.040 (1.658)	0.133 (1.032)	5.372* (2.838)	-3.228 (6.956)	7.731** (3.193)	6.297** (2.542)
BR.Simple.Average		15.589 (11.252)	20.102 (15.695)	18.025 (17.811)	47.443 (35.341)	3.584 (9.767)	-39.528 (38.730)	99.866** (44.308)	0.213 (9.814)
BR.Simple.Average_1		-15.629 (10.822)	-23.441* (13.006)	-48.489** (18.879)	-34.165* (19.365)	8.907 (54.344)	-5.294 (44.263)	-13.149 (25.388)	-37.447 (39.741)
BR.Simple.Average_2		-12.673 (9.729)	-3.699 (5.658)	-7.975 (19.063)	-2.937 (2.363)	-58.794 (55.455)	4.691 (19.929)	-10.085 (18.249)	14.983 (55.038)
BR.Simple.Average_3		9.608 (5.847)	-4.468 (4.706)	21.666 (22.887)	-1.360 (24.055)	28.884 (28.515)	10.330 (11.750)	-21.919 (13.964)	52.703*** (18.407)
BR.Simple.Average_plus1		17.400 (14.087)	10.425 (14.376)	-8.555*** (2.535)	-28.928 (31.037)	-7.697 (7.838)	24.273* (13.152)	-59.128** (29.981)	-25.288*** (5.541)
Constant		18.417*** (0.575)	18.226*** (0.617)	17.578*** (0.517)	17.645*** (0.556)	18.223*** (0.539)	19.621*** (0.527)	19.917*** (0.570)	20.696*** (0.562)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Corte Transversal Amostra diminuta: Exportação

Tabela M: Modelo AvW com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>						
		Total Exports						
	(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked	-1.938*** (0.511)	-0.217 (0.274)	-0.408 (0.374)	0.374 (0.289)	0.446* (0.269)	0.841*** (0.261)	0.773*** (0.281)	0.760*** (0.266)
dist	-1.130*** (0.064)	-1.165*** (0.057)	-1.075*** (0.057)	-1.030*** (0.051)	-1.008*** (0.052)	-1.050*** (0.058)	-1.036*** (0.061)	-1.054*** (0.059)
contig	0.304* (0.181)	0.423*** (0.154)	0.330** (0.153)	0.244* (0.138)	0.209 (0.136)	0.199 (0.153)	0.256* (0.155)	0.249 (0.164)
comlang_ethno	0.350** (0.143)	0.406*** (0.128)	0.350*** (0.115)	0.340*** (0.103)	0.418*** (0.105)	0.414*** (0.117)	0.407*** (0.115)	0.406*** (0.113)
fta_wto	-0.423*** (0.137)	-0.388*** (0.103)	0.151 (0.106)	0.398*** (0.101)	0.727*** (0.112)	0.619*** (0.118)	0.665*** (0.098)	0.576*** (0.103)
Simple.Average	-1.036 (2.506)	-1.206 (1.070)	-0.803 (0.978)	2.398* (1.343)	0.021 (2.331)	7.008* (3.719)	3.796 (2.722)	-2.415 (4.045)
Simple_Average_1	3.314*** (1.166)	2.974** (1.504)	0.832 (1.306)	0.743 (1.517)	2.392 (2.339)	-0.391 (2.831)	-2.096 (3.065)	6.318** (2.841)
Simple.Average_2	-2.746** (1.088)	-1.373 (1.355)	-0.779 (1.065)	-1.125 (0.978)	1.520 (1.752)	-4.686* (2.840)	-0.826 (4.693)	0.706 (3.447)
Simple.Average_3	1.646** (0.746)	-0.446 (1.213)	0.997 (1.134)	-0.834 (0.876)	5.842*** (1.619)	5.297** (2.648)	4.316 (3.951)	-0.905 (3.545)
Simple.Average_plus1	-2.618 (3.181)	1.702 (1.169)	0.810 (0.811)	2.952** (1.172)	-4.188 (2.774)	-2.618 (4.521)	0.127 (2.910)	1.605 (2.358)
BR.Simple.Average	2.828 (3.852)	8.815 (7.513)	12.874 (13.826)	21.407 (20.857)	3.655 (6.821)	-24.996*** (4.974)	-4.611 (24.302)	4.748 (6.643)
BR.Simple.Average_1	-3.489 (2.254)	-18.697*** (5.764)	17.110 (14.767)	9.235 (21.613)	-49.663*** (17.782)	-0.067 (8.445)	17.975 (19.469)	31.650 (27.919)
BR.Simple.Average_2	1.846 (2.617)	2.435 (2.648)	2.039 (6.240)	-2.217 (2.940)	67.816*** (20.769)	2.148 (7.672)	-13.268 (11.604)	-25.099 (37.309)
BR.Simple.Average_3	0.157 (1.514)	-3.781* (2.129)	-34.099*** (9.792)	-29.683** (12.723)	-26.916 (17.486)	-7.110 (7.013)	-3.197 (7.454)	-20.753 (20.209)
BR.Simple.Average_plus1	-2.316 (4.974)	13.313 (8.393)	-6.566* (3.649)	-6.134 (24.543)	-3.812 (5.945)	19.318** (8.236)	-0.158 (15.389)	6.246 (5.354)
Constant	23.838*** (0.753)	24.395*** (0.634)	23.544*** (0.701)	22.435*** (0.580)	22.205*** (0.625)	23.019*** (0.650)	23.806*** (0.677)	24.531*** (0.669)
Observations	1,445	1,795	1,899	1,962	1,965	1,966	1,960	1,969
R ²	0.827	0.845	0.861	0.861	0.864	0.844	0.834	0.841
Adjusted R ²	0.816	0.836	0.853	0.854	0.857	0.835	0.825	0.833
Residual Std. Error	1.199 (df = 1353)	1.080 (df = 1695)	1.047 (df = 1796)	1.049 (df = 1859)	1.083 (df = 1862)	1.144 (df = 1863)	1.132 (df = 1857)	1.102 (df = 1866)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela N: Modelo PPML com Tarifas B

		<i>Dependent variable:</i>							
		Total Exports							
		(1992)	(1995)	(1998)	(2001)	(2004)	(2007)	(2010)	(2013)
landlocked		-1.509*** (0.522)	0.377 (0.538)	0.251 (0.477)	0.648 (0.463)	1.165*** (0.343)	1.510*** (0.262)	1.338*** (0.310)	1.430*** (0.331)
dist		-0.452*** (0.047)	-0.391*** (0.044)	-0.337*** (0.044)	-0.405*** (0.040)	-0.474*** (0.046)	-0.552*** (0.046)	-0.547*** (0.048)	-0.598*** (0.044)
contig		0.460*** (0.097)	0.397*** (0.087)	0.419*** (0.085)	0.422*** (0.088)	0.381*** (0.086)	0.404*** (0.089)	0.421*** (0.093)	0.378*** (0.097)
comlang_ethno		0.398*** (0.101)	0.313*** (0.101)	0.226** (0.094)	0.249*** (0.089)	0.246*** (0.093)	0.225** (0.101)	0.176* (0.102)	0.122 (0.102)
fta_wto		0.574*** (0.141)	0.914*** (0.120)	1.077*** (0.116)	0.974*** (0.111)	1.022*** (0.120)	0.608*** (0.107)	0.718*** (0.098)	0.744*** (0.102)
Simple.Average		-3.837** (1.889)	-0.471 (1.529)	-0.836 (1.101)	3.901** (1.535)	-2.083 (2.130)	7.345 (4.853)	3.237 (2.305)	1.109 (3.380)
Simple_Average_1		5.039*** (1.340)	0.729 (1.923)	1.391 (1.422)	3.205** (1.532)	8.041*** (2.005)	1.740 (3.904)	-4.799 (4.429)	-5.298 (3.372)
Simple.Average_2		-5.739*** (1.291)	-1.396 (1.513)	-0.025 (1.372)	-9.764*** (1.399)	-4.227*** (1.543)	-10.099*** (3.183)	-5.971 (4.279)	7.610** (3.512)
Simple.Average_3		0.500 (0.787)	1.696 (1.602)	1.356 (0.866)	0.593 (0.934)	0.752 (1.890)	1.901 (2.201)	3.414 (3.892)	-4.281* (2.340)
Simple.Average_plus1		0.543 (1.751)	-3.839** (1.571)	-4.253*** (1.324)	1.116 (1.113)	-1.372 (2.635)	-1.352 (4.640)	8.580*** (2.495)	7.965*** (2.141)
BR.Simple.Average		-0.439 (6.725)	5.694 (13.182)	10.858 (13.287)	30.174 (25.740)	-2.051 (7.852)	-18.293** (7.472)	22.573 (29.016)	12.245 (9.968)
BR.Simple.Average_1		-1.080 (4.069)	-23.585** (9.173)	-14.812 (14.716)	21.008 (39.840)	-65.914*** (22.975)	-2.823 (8.348)	37.522 (32.876)	-36.875 (69.337)
BR.Simple.Average_2		2.520 (4.512)	-0.472 (3.918)	0.583 (11.448)	3.324* (1.821)	40.553 (24.791)	2.978 (5.632)	-33.821 (21.468)	59.629 (90.669)
BR.Simple.Average_3		4.049* (2.327)	-3.903 (3.244)	0.034 (16.094)	-42.088** (18.749)	23.580 (26.218)	-1.717 (4.770)	-8.970 (10.864)	-11.232 (27.546)
BR.Simple.Average_plus1		-6.575 (6.028)	23.080** (11.108)	-2.239 (1.759)	-14.779 (28.985)	-4.101 (5.225)	12.398 (8.753)	-21.529 (23.858)	-15.291 (9.781)
Constant		18.336*** (0.583)	18.194*** (0.601)	17.983*** (0.537)	17.752*** (0.553)	18.077*** (0.550)	19.495*** (0.495)	20.120*** (0.546)	20.686*** (0.541)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Dados em Painel: Importação - Amostra Diminuta

Tabela O: Modelo De Tinbergen com Tarifas B

	<i>Dependent variable:</i>					
	Total Imports					
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	-0.034** (0.015)	0.006 (0.013)	-0.045*** (0.014)	-0.106*** (0.015)	-0.044*** (0.014)	0.006 (0.014)
landlocked	-0.457*** (0.052)	-0.267*** (0.051)	-0.257*** (0.055)	-0.401*** (0.065)	-0.343*** (0.066)	-0.125** (0.064)
dist	-0.890*** (0.023)	-0.824*** (0.024)	-0.713*** (0.023)	-0.717*** (0.025)	-0.699*** (0.024)	-0.707*** (0.023)
contig	0.582*** (0.074)	0.545*** (0.067)	0.720*** (0.065)	0.914*** (0.072)	0.824*** (0.072)	0.757*** (0.074)
comlang_ethno	0.351*** (0.060)	0.456*** (0.050)	0.262*** (0.052)	0.208*** (0.056)	0.256*** (0.054)	0.149*** (0.052)
fta_wto	0.109** (0.048)	0.300*** (0.048)	0.629*** (0.047)	0.558*** (0.054)	0.844*** (0.053)	1.016*** (0.048)
gdp_o	0.876*** (0.010)	0.911*** (0.010)	0.942*** (0.011)	1.001*** (0.012)	1.009*** (0.012)	1.006*** (0.011)
gdp_d	1.036*** (0.010)	1.072*** (0.010)	1.034*** (0.010)	1.049*** (0.010)	1.041*** (0.011)	1.015*** (0.011)
Simple.Average	-0.172 (0.402)	-0.467 (0.452)	0.121 (0.535)	-2.583 (1.767)	-1.532 (2.181)	-2.150 (1.731)
Simple_Average_1	-0.093 (0.466)	-0.661 (0.408)	0.067 (0.434)	-0.177 (1.235)	3.489 (2.290)	-1.077 (1.778)
Simple.Average_2	0.085 (0.399)	-0.452 (0.371)	-0.141 (0.454)	0.238 (0.883)	-0.747 (2.401)	0.944 (1.835)
Simple.Average_3	1.285*** (0.296)	0.516* (0.288)	-0.344 (0.375)	0.676 (0.610)	2.077 (1.743)	3.536** (1.735)
Simple.Average_plus1	-0.301 (0.299)	1.125*** (0.363)	-0.630 (0.548)	1.727 (1.463)	-1.952 (1.717)	-1.348 (1.332)
BR.Simple.Average	-7.305 (7.411)	-5.229** (2.257)	-2.205 (7.278)	-7.580 (14.069)	29.697 (28.639)	-0.791 (2.842)
BR.Simple.Average_1	-0.464 (3.797)	11.012** (5.197)	0.386 (3.486)	9.487 (7.983)	-0.382 (21.226)	-1.688 (3.446)
BR.Simple.Average_2	-1.386 (3.354)	2.862 (6.087)	5.079 (4.925)	-3.068 (7.592)	7.738 (18.326)	-3.351 (3.405)
BR.Simple.Average_3	-1.339 (2.610)	-0.131 (4.797)	4.255 (4.832)	-0.119 (4.014)	-2.527 (13.299)	5.327 (6.592)
BR.Simple.Average_plus1	10.163* (5.278)	-8.337*** (2.225)	-8.372* (4.471)	-0.236 (10.692)	-35.420 (22.051)	0.948 (2.565)
Constant	44.068 (29.951)	-38.488 (26.627)	63.425** (27.304)	183.126*** (29.118)	58.776** (27.965)	-41.456 (27.387)
Observations	6,594	7,496	7,838	7,860	7,848	7,878
R ²	0.768	0.783	0.777	0.761	0.750	0.747
Adjusted R ²	0.768	0.782	0.776	0.760	0.749	0.746
Residual Std. Error	1.313 (df = 6575)	1.273 (df = 7477)	1.317 (df = 7819)	1.390 (df = 7841)	1.365 (df = 7829)	1.353 (df = 7859)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela P: Modelo AvW com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Imports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	0.066*** (0.023)	-0.006 (0.011)	0.043*** (0.014)	0.067** (0.031)	-0.004 (0.013)	-0.002 (0.011)
landlocked	-0.560*** (0.163)	-0.400** (0.160)	-0.190 (0.172)	-0.116 (0.295)	-0.358* (0.204)	-0.162 (0.187)
dist	-1.074*** (0.028)	-1.096*** (0.028)	-1.032*** (0.026)	-1.047*** (0.028)	-1.034*** (0.030)	-1.041*** (0.028)
contig	0.438*** (0.084)	0.291*** (0.075)	0.232*** (0.070)	0.220*** (0.075)	0.257*** (0.079)	0.235*** (0.081)
comlang_ethno	0.472*** (0.068)	0.465*** (0.056)	0.384*** (0.052)	0.393*** (0.058)	0.417*** (0.060)	0.417*** (0.058)
fta_wto	-0.218*** (0.052)	0.041 (0.051)	0.410*** (0.050)	0.613*** (0.057)	0.641*** (0.053)	0.591*** (0.050)
gdp_o	0.746*** (0.154)	0.730*** (0.129)	0.986*** (0.098)	0.638*** (0.187)	0.879*** (0.125)	0.562*** (0.174)
gdp_d	0.186 (0.199)	0.100 (0.105)	-0.123 (0.093)	0.186 (0.189)	0.475*** (0.183)	0.668*** (0.194)
Simple.Average	-0.291 (0.371)	-0.167 (0.505)	2.032*** (0.560)	-3.422** (1.588)	-0.432 (1.896)	-0.133 (1.554)
Simple.Average_1	-0.186 (0.433)	0.036 (0.389)	0.226 (0.438)	-0.390 (1.088)	3.088 (2.081)	1.779 (1.518)
Simple.Average_2	0.393 (0.374)	-0.128 (0.320)	-0.090 (0.395)	0.853 (0.705)	-0.236 (2.227)	0.955 (1.618)
Simple.Average_3	0.135 (0.286)	0.896*** (0.274)	-0.344 (0.362)	3.337*** (0.635)	0.950 (1.694)	2.023 (1.550)
Simple.Average_plus1	-0.110 (0.307)	1.695*** (0.372)	1.279** (0.504)	3.148** (1.572)	2.291 (1.547)	0.940 (1.219)
BR.Simple.Average	-5.308 (6.068)	-8.900*** (2.506)	-18.131** (7.247)	-4.821 (12.696)	35.808 (29.372)	-2.493 (3.541)
BR.Simple.Average_1	-0.317 (3.200)	3.791 (4.696)	-4.910 (3.073)	7.313 (6.373)	-1.760 (23.967)	-5.177 (4.169)
BR.Simple.Average_2	-3.669 (2.939)	-7.010 (5.808)	-3.504 (3.179)	4.755 (7.823)	4.300 (21.808)	-5.634 (4.180)
BR.Simple.Average_3	-0.041 (2.348)	-2.931 (5.332)	-4.155 (3.108)	-32.077*** (11.466)	3.360 (14.129)	3.524 (8.392)
BR.Simple.Average_plus1	-15.552** (7.181)	-12.952*** (2.730)	-7.085 (4.349)	0.896 (9.934)	-49.115** (20.693)	-0.334 (3.573)
Constant	-130.627*** (41.035)	16.604 (22.396)	-83.802*** (26.279)	-130.453** (56.473)	-1.506 (23.858)	-1.559 (24.899)
Observations	6,594	7,496	7,838	7,860	7,848	7,878
R ²	0.828	0.856	0.865	0.850	0.834	0.839
Adjusted R ²	0.825	0.854	0.863	0.848	0.832	0.837
Residual Std. Error	1.138 (df = 6491)	1.041 (df = 7390)	1.030 (df = 7732)	1.107 (df = 7754)	1.118 (df = 7742)	1.085 (df = 7772)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela Q: Modelo PPML com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Imports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	0.019 (0.016)	0.026*** (0.010)	-0.026* (0.015)	0.008 (0.026)	-0.019 (0.013)	-0.022* (0.013)
landlocked	0.354 (0.272)	0.291 (0.196)	0.517** (0.206)	0.718*** (0.277)	0.688*** (0.191)	1.001*** (0.153)
dist	-0.459*** (0.024)	-0.357*** (0.022)	-0.427*** (0.022)	-0.559*** (0.023)	-0.557*** (0.023)	-0.617*** (0.021)
contig	0.450*** (0.051)	0.413*** (0.044)	0.435*** (0.045)	0.453*** (0.046)	0.440*** (0.048)	0.391*** (0.048)
comlang_ethno	0.339*** (0.054)	0.243*** (0.048)	0.260*** (0.046)	0.193*** (0.052)	0.223*** (0.050)	0.139*** (0.050)
fta_wto	0.676*** (0.076)	1.105*** (0.058)	1.020*** (0.060)	0.650*** (0.060)	0.688*** (0.053)	0.611*** (0.046)
gdp_o	0.686*** (0.161)	0.795*** (0.125)	0.752*** (0.143)	0.608*** (0.176)	0.833*** (0.139)	0.513*** (0.173)
gdp_d	0.307* (0.162)	0.193 (0.122)	0.419*** (0.142)	0.558*** (0.185)	0.572*** (0.164)	0.656*** (0.191)
Simple.Average	-0.785* (0.432)	-0.616 (0.489)	0.608 (0.593)	-0.044 (1.408)	2.119 (1.431)	1.127 (1.203)
Simple.Average_1	0.657** (0.317)	-0.009 (0.469)	-0.751 (0.539)	-0.224 (1.061)	1.326 (1.400)	1.981* (1.136)
Simple.Average_2	-0.268 (0.329)	-0.320 (0.465)	0.060 (0.574)	-0.921 (1.073)	0.773 (1.833)	1.069 (1.312)
Simple.Average_3	-0.427* (0.245)	0.263 (0.424)	-0.344 (0.516)	0.101 (0.925)	-0.450 (1.484)	-0.032 (0.981)
Simple.Average_plus1	-0.701 (0.449)	-0.107 (0.453)	0.517 (0.688)	2.708* (1.604)	0.963 (1.198)	1.640 (1.027)
BR.Simple.Average	2.440 (3.368)	-5.736*** (1.572)	5.978 (5.970)	-6.457 (7.387)	15.156 (19.359)	-1.260 (2.133)
BR.Simple.Average_1	-0.571 (2.727)	9.056* (5.214)	-3.823** (1.596)	2.455 (4.627)	-3.734 (14.128)	-0.766 (1.594)
BR.Simple.Average_2	-2.302 (2.466)	-2.564 (6.547)	-6.248*** (2.056)	0.601 (4.728)	-7.206 (13.626)	-0.276 (3.744)
BR.Simple.Average_3	-0.016 (2.140)	-7.233 (5.707)	-6.411*** (2.227)	-2.962 (5.748)	-0.474 (8.975)	0.741 (4.552)
BR.Simple.Average_plus1	-11.093** (5.179)	-8.108*** (1.925)	-7.548 (4.634)	-2.440 (6.917)	-9.689 (13.018)	-3.093 (2.377)
Constant	-42.747 (29.788)	-56.806*** (19.550)	41.844 (27.494)	-23.968 (47.168)	23.490 (25.255)	35.771 (28.032)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Dados em Painel: Exportação - Amostra Diminuta

Tabela R: Modelo De Tinbergen com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Exports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	-0.027*	0.006	-0.056***	-0.111***	-0.047***	0.005
	(0.015)	(0.013)	(0.013)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
landlocked	-0.398***	-0.503***	-0.371***	-0.181***	0.060	0.159***
	(0.056)	(0.052)	(0.049)	(0.048)	(0.050)	(0.054)
dist	-0.915***	-0.833***	-0.740***	-0.722***	-0.686***	-0.684***
	(0.023)	(0.024)	(0.023)	(0.025)	(0.025)	(0.024)
contig	0.519***	0.563***	0.678***	0.861***	0.760***	0.729***
	(0.074)	(0.068)	(0.067)	(0.071)	(0.069)	(0.071)
comlang_ethno	0.383***	0.429***	0.254***	0.259***	0.302***	0.185***
	(0.057)	(0.049)	(0.052)	(0.056)	(0.054)	(0.052)
fta_wto	0.078*	0.331***	0.650***	0.636***	0.859***	0.976***
	(0.047)	(0.046)	(0.045)	(0.049)	(0.049)	(0.047)
gdp_o	0.899***	0.924***	0.957***	1.024***	1.025***	1.012***
	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
gdp_d	1.010***	1.044***	1.007***	1.041***	1.047***	1.017***
	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
Simple.Average	-0.009	1.163**	-1.844***	1.694	0.360	-0.683
	(0.491)	(0.513)	(0.690)	(1.304)	(2.347)	(1.927)
Simple_Average_1	1.221**	-0.551	-0.415	0.393	4.493**	-0.490
	(0.485)	(0.504)	(0.631)	(1.175)	(2.143)	(1.873)
Simple.Average_2	-0.764*	-0.363	0.620	-1.201	0.463	-0.341
	(0.435)	(0.426)	(0.577)	(0.985)	(2.208)	(1.818)
Simple.Average_3	1.654***	0.664*	1.611***	-2.252***	-3.153*	0.394
	(0.245)	(0.378)	(0.440)	(0.721)	(1.692)	(2.049)
Simple.Average_plus1	-1.067**	-0.539	-0.409	3.444***	-1.012	-1.129
	(0.471)	(0.455)	(0.688)	(1.253)	(1.814)	(1.546)
BR.Simple.Average	1.220	-2.892	0.715	-5.664	9.842	1.811
	(2.196)	(2.408)	(4.302)	(6.049)	(9.830)	(2.748)
BR.Simple.Average_1	-0.660	11.411**	1.490	4.182	-12.626***	1.626
	(1.684)	(5.003)	(1.746)	(5.986)	(4.029)	(2.671)
BR.Simple.Average_2	1.577	0.800	-1.113	-4.159	-1.788	2.827
	(1.477)	(4.321)	(2.006)	(4.848)	(6.149)	(2.823)
BR.Simple.Average_3	0.390	-5.727	1.557	10.528***	-1.141	-5.583
	(0.913)	(3.698)	(2.558)	(2.479)	(5.513)	(4.000)
BR.Simple.Average_plus1	-2.339	-3.808	0.180	-2.923	5.037	1.263
	(2.041)	(2.695)	(3.083)	(4.355)	(8.778)	(2.479)
Constant	31.667	-37.498	85.492***	192.713***	64.770**	-38.447
	(29.412)	(25.959)	(26.857)	(28.335)	(28.038)	(27.494)
Observations	6,594	7,496	7,838	7,860	7,848	7,878
R ²	0.769	0.785	0.779	0.761	0.748	0.748
Adjusted R ²	0.769	0.784	0.779	0.761	0.748	0.747
Residual Std. Error	1.309 (df = 6575)	1.267 (df = 7477)	1.309 (df = 7819)	1.388 (df = 7841)	1.369 (df = 7829)	1.351 (df = 7859)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela S: Modelo AvW com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Exports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	0.064*** (0.023)	-0.005 (0.011)	0.051*** (0.014)	0.059* (0.031)	-0.004 (0.013)	-0.003 (0.011)
landlocked	-0.732*** (0.198)	-0.447*** (0.169)	0.312** (0.155)	-0.015 (0.276)	0.188 (0.218)	0.454*** (0.167)
dist	-1.071*** (0.029)	-1.092*** (0.028)	-1.034*** (0.026)	-1.047*** (0.028)	-1.034*** (0.030)	-1.040*** (0.028)
contig	0.433*** (0.083)	0.301*** (0.075)	0.247*** (0.070)	0.219*** (0.074)	0.249*** (0.078)	0.246*** (0.080)
comlang_ethno	0.469*** (0.068)	0.460*** (0.056)	0.367*** (0.052)	0.387*** (0.058)	0.412*** (0.059)	0.404*** (0.057)
fta_wto	-0.219*** (0.054)	0.052 (0.051)	0.422*** (0.050)	0.614*** (0.056)	0.636*** (0.050)	0.608*** (0.050)
gdp_o	0.890*** (0.142)	0.811*** (0.126)	0.964*** (0.098)	0.582*** (0.171)	0.828*** (0.125)	0.618*** (0.175)
gdp_d	0.125 (0.208)	0.095 (0.113)	-0.151 (0.094)	0.401** (0.185)	0.539*** (0.186)	0.631*** (0.193)
Simple.Average	0.128 (0.442)	0.325 (0.409)	1.679** (0.691)	-0.132 (0.982)	0.610 (1.809)	1.552 (1.357)
Simple.Average_1	0.726 (0.480)	0.148 (0.539)	0.410 (0.573)	1.050 (0.955)	3.178* (1.622)	2.147 (1.364)
Simple.Average_2	-0.594 (0.388)	0.246 (0.382)	0.229 (0.473)	0.784 (0.890)	0.378 (1.541)	0.990 (1.378)
Simple.Average_3	0.600*** (0.214)	0.145 (0.365)	-0.267 (0.425)	3.354*** (0.803)	-0.446 (1.266)	0.210 (1.651)
Simple.Average_plus1	-0.785 (0.536)	0.011 (0.393)	2.115*** (0.565)	-0.189 (1.167)	1.529 (1.388)	0.700 (1.125)
BR.Simple.Average	1.588 (1.679)	-1.680 (2.480)	5.713 (4.204)	-2.800 (4.759)	3.775 (8.225)	0.828 (2.367)
BR.Simple.Average_1	-1.325 (1.323)	2.584 (4.440)	-1.416 (2.102)	2.077 (3.504)	-13.552*** (3.439)	0.549 (2.570)
BR.Simple.Average_2	0.435 (1.059)	-0.292 (4.626)	-3.965* (2.212)	-1.398 (3.233)	-0.790 (5.247)	3.294 (3.014)
BR.Simple.Average_3	0.610 (0.651)	-3.977 (3.674)	-3.051* (1.761)	-3.338 (2.840)	-1.671 (3.973)	-7.136 (4.343)
BR.Simple.Average_plus1	-4.918** (2.505)	-2.373 (3.038)	-5.311* (2.733)	-2.799 (3.449)	6.908 (7.466)	0.600 (2.066)
Constant	-127.457*** (41.231)	12.644 (21.970)	-98.838*** (25.658)	-119.029** (55.820)	-1.275 (23.930)	-0.647 (24.881)
Observations	6,594	7,496	7,838	7,860	7,848	7,878
R ²	0.827	0.855	0.865	0.850	0.834	0.839
Adjusted R ²	0.825	0.853	0.863	0.848	0.832	0.837
Residual Std. Error	1.141 (df = 6491)	1.046 (df = 7390)	1.030 (df = 7732)	1.105 (df = 7754)	1.118 (df = 7742)	1.084 (df = 7772)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela T: Modelo PPML com Tarifas B

<i>Dependent variable:</i>						
Total Exports						
	(1992-95)	(1996-99)	(2000-03)	(2004-07)	(2008-11)	(2012-15)
X.TIME_PERIOD	0.020 (0.017)	0.025** (0.010)	-0.029* (0.015)	0.009 (0.025)	-0.024* (0.013)	-0.020 (0.012)
landlocked	0.440 (0.309)	0.396 (0.241)	0.606*** (0.235)	0.574** (0.288)	0.833*** (0.218)	1.079*** (0.203)
dist	-0.463*** (0.025)	-0.356*** (0.022)	-0.423*** (0.023)	-0.553*** (0.024)	-0.550*** (0.024)	-0.613*** (0.021)
contig	0.449*** (0.051)	0.412*** (0.044)	0.432*** (0.045)	0.441*** (0.046)	0.420*** (0.048)	0.396*** (0.048)
comlang_ethno	0.339*** (0.054)	0.250*** (0.048)	0.264*** (0.046)	0.202*** (0.052)	0.213*** (0.051)	0.119** (0.051)
fta_wto	0.664*** (0.076)	1.084*** (0.057)	0.999*** (0.056)	0.598*** (0.059)	0.658*** (0.055)	0.644*** (0.045)
gdp_o	0.795*** (0.147)	0.787*** (0.122)	0.732*** (0.140)	0.646*** (0.166)	0.762*** (0.136)	0.531*** (0.174)
gdp_d	0.214 (0.179)	0.212* (0.127)	0.444*** (0.142)	0.476** (0.188)	0.595*** (0.166)	0.643*** (0.191)
Simple.Average	-0.634 (0.458)	-1.028** (0.495)	-0.026 (0.753)	-0.059 (1.265)	1.742 (1.558)	1.806 (1.114)
Simple.Average_1	0.230 (0.485)	0.221 (0.441)	-0.957 (0.587)	-0.046 (1.215)	2.247 (1.461)	1.880* (1.019)
Simple.Average_2	-0.150 (0.479)	0.244 (0.446)	0.018 (0.596)	-1.227 (1.110)	-0.635 (1.836)	0.974 (1.264)
Simple.Average_3	-0.251 (0.374)	-0.514 (0.333)	-0.359 (0.523)	-0.749 (1.090)	-4.667*** (1.381)	-1.290 (1.169)
Simple.Average_plus1	-0.781* (0.426)	-0.683 (0.424)	0.353 (0.785)	1.301 (1.532)	4.014*** (1.383)	2.866*** (0.932)
BR.Simple.Average	1.098 (2.481)	-3.686*** (1.154)	9.854** (4.400)	-2.966 (4.191)	-9.490 (15.636)	0.133 (1.876)
BR.Simple.Average_1	-1.592 (2.498)	4.690 (4.563)	-4.292*** (1.574)	1.879 (3.773)	-9.797 (12.182)	0.213 (2.443)
BR.Simple.Average_2	0.684 (2.449)	5.259 (5.801)	-4.823*** (1.268)	-2.983 (3.447)	2.156 (11.051)	5.394* (2.849)
BR.Simple.Average_3	1.590 (1.506)	-4.731 (5.519)	3.556 (4.327)	3.344 (3.067)	-1.417 (3.191)	-1.080 (3.831)
BR.Simple.Average_plus1	-4.019 (3.653)	-5.458*** (1.284)	-10.363** (4.123)	-7.246** (3.278)	15.598 (11.457)	-4.877** (2.126)
Constant	-44.541 (30.204)	-55.156*** (19.515)	47.983* (27.181)	-24.221 (46.263)	34.625 (25.454)	32.672 (27.809)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01