



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 16 | N. 3 | 2018

**Orlando Monteiro da
Silva^{1*}**

Felipe D. Gomes Moreira¹

¹ Universidade Federal de Viçosa,
Departamento de Economia, Viçosa,
Brasil.

* odasilva@ufv.br

DIFERENTES SETORES E ACORDOS REGIONAIS: EFEITOS NO COMÉRCIO INTERNACIONAL

RESUMO

O objetivo deste artigo foi analisar os fluxos bilaterais de comércio total, de produtos manufaturados e agrícolas, de 48 países, incluindo o Brasil, no período de 1995-2015. Foram testados diferentes intervalos nos dados e estimados os efeitos sobre os fluxos de comércio dos Acordos Regionais de Comércio (MERCOSUL, Pacto Andino, NAFTA, União Europeia e ASEAN), das tarifas e de medidas não tarifárias. Foi utilizado o modelo gravitacional com dados em painel pelo método Poisson Pseudo Maximum Likelihood, com efeitos fixos. Os resultados mostraram que a utilização de intervalos para os fluxos de comércio não apresentou diferenças em relação às equações estimadas sem os intervalos. Todos os Acordos Regionais de Comércio (ARCs) mostraram criação de comércio e desvios de exportação, para o mercado de produtos do setor agrícola. Ficou claro o menor efeito desse desvio no MERCOSUL, assim como a inexistência de desvios de comércio para produtos manufaturados, com exceção do Pacto Andino, o que reflete a competitividade específica desses setores em cada ARC. Os efeitos protecionistas das medidas não tarifárias mostraram-se maiores do que os das tarifárias, e com maior intensidade sobre os produtos agrícolas.

Palavras-chave: Acordos Regionais de Comércio; Produtos Agrícolas; Produtos Manufaturados; Modelo de Gravidade.

ABSTRACT

The objective of this paper was to analyze the flows of the total bilateral trade and trade of manufactured and agricultural products from 48 countries, including Brazil, in the period 1995-2015. Different ranges of data were tested and the effects on trade flows of the Regional Trade Agreements (MERCOSUR, Andean Pact, NAFTA, European Union and ASEAN), tariffs and non-tariff measures were estimated. For that, the gravitational model was used with panel data, estimated by the Poisson Pseudo Maximum Likelihood method, with fixed effects. The results showed that the use of intervals for the trade data showed no differences in the estimated equations without the intervals. All Regional Trade Agreements (RTAs) showed trade creation in the period, and export diversions to trade in agricultural products. It was clear that there was less effect of this deviation in MERCOSUR, as well as the absence of trade diversion in manufactured products, with the exception of the Andean Pact, which reflects the specific competitiveness of these sectors in each RTA.

Keywords: Regional Trade Agreements; Agricultural Products; Manufactured Products; Gravity Model.

JEL Code: F14, F15, F68.

Recebido em: 26/07/2018
Revisado em: 08/11/2018
Aceito em: 31/01/2019

INTRODUÇÃO

Assim como em outros países, a utilização do modelo de gravidade para avaliar os efeitos de diferentes políticas sobre os fluxos de comércio internacional tem sido intensa no Brasil. Exemplos recentes envolvem análises de restrições comerciais às exportações (ALVES et al., 2014; ALMEIDA et al., 2014), do efeito fronteira (FIGUEIREDO et al., 2014; LEUSIN JR et al., 2013), da competitividade (PAULA e SILVA, 2015; SOUZA e BURNQUIST, 2011), da volatilidade cambial (BITTENCOURT e CAMPOS, 2014), dos determinantes da oferta (AREVALO et al., 2016) e da integração regional (REIS et al., 2014; Cordeiro, 2016).

De acordo com Yotov et al. (2016), o sucesso do modelo de gravidade deve-se, em primeiro lugar, à forte intuição referente ao modelo de Newton, predizendo que o comércio internacional (atração) entre dois países é diretamente relacionado ao seu tamanho econômico (massa) e inversamente associado aos atritos (o quadrado da distância) existentes entre eles. Também, sólidos fundamentos teóricos, um ambiente realista de equilíbrio geral, a flexibilidade e um forte poder preditivo contribuíram para a sua popularidade.

Especificamente sobre os efeitos que os acordos regionais têm sobre os fluxos de comércio, o primeiro trabalho conhecido que fez uso do modelo de gravidade no Brasil foi o de Piani e Kume (2000). Tal estudo analisou os fluxos bilaterais de comércio de 44 países e os efeitos dos Acordos Preferenciais de Comércio (APCs), que reuniram 33 deles em 6 blocos, no período de 1986-1997. Os autores utilizaram, na especificação do modelo, o que havia de mais moderno na época, como a inclusão de uma variável “distância relativa” para controlar os efeitos das posições relativas dos países (Polak, 1996; Smarzynska, 2001) e os conceitos de criação e desvio de comércio de Winter e Soloaga (1999), além de *dummies* para fronteiras e línguas comuns. A estimação foi feita com dados em painel, com a variável dependente expressa como a soma das exportações e importações dos pares de países, e os PIBs medidos em valores reais. Mesmo citando Frankel (1997) e Frankel, Stein e Wei (1995), que adotaram valores correntes, os autores utilizaram valores reais, justificados pelos processos inflacionários “violentos” em vários países latino-americanos naquele período.

Já Azevedo (2004), usou um modelo de gravidade expandido, enfatizando a criação e o desvio de comércio com a formação do MERCOSUL. Os dados diziam respeito às importações de 55 países, no período de 1987-1998, utilizados de forma empilhada. O autor baseou-se no trabalho de Winter e Soloaga (1999) e além da variável *dummy* associada ao bloco, que capta seus efeitos sobre as exportações totais, utilizou *dummies* para estimar os impactos no comércio intrabloco e nas suas importações totais. Para captar o efeito de desvalorizações das moedas dos parceiros comerciais, foram introduzidas, também, taxas de câmbio reais e o modelo foi estimado por MQO, Mínimos Quadrados Ponderados e pelo método Tobit.

É importante chamar a atenção, no entanto, para o fato de que, apesar de coerentes, os resultados dos trabalhos de Piani e Kume (2000) e de Azevedo (2004) apresentam um viés da omissão de variáveis, por não considerarem os efeitos das resistências multilaterais, que se tornaram tão famosas com o trabalho de Anderson e van Wincoop (2003). As resistências multilaterais (externas e internas) referem-se ao fato de os fluxos de comércio bilateral não dependerem somente dos custos de comércio existente entre dois países, mas também dos custos de comércio com os demais parceiros comerciais, e a falha em considerá-las representa o que Baldwin e Taglioni (2006) chamaram de erro “medalha de ouro”.

Trabalhos posteriores sobre o comércio bilateral no MERCOSUL, como os de Reis e Azevedo (2008) e de Graf e Azevedo (2013), também desconsideraram os efeitos das resistências multilaterais ao estimar modelos de gravidade. Somente no artigo de Reis, Azevedo e Lélis (2014), é que os problemas de especificação, pela omissão de variáveis (resistências multilaterais), e da heterogeneidade bilateral dos fluxos de comércio foram considerados. Pela primeira vez, apareceram referências aos trabalhos de Anderson e van Wincoop (2003) e Santos Silva e Tenreyro (2006) e uma estimação do modelo de gravidade pelo método da Pseudo Máxima Verossimilhança de Poisson (PPML). Contudo, sob a alegação da controvérsia sobre qual estimador seria o mais adequado, os autores optaram por utilizar, nas análises, o método de painel com efeitos fixos, estimado por mínimos quadrados. Certamente, a impossibilidade de utilizar variáveis *dummies* para mensurar os desvios de comércio (um dos objetivos do estudo) contribuiu para tanto.

Foi Cordeiro (2016) que abordou, de maneira explícita, os problemas da omissão de variáveis e do tratamento das observações zero e a heterocedasticidade, como proposto por Santos Silva e Tenreyro (2006). O objetivo do estudo foi, também, medir os efeitos da criação e do desvio de comércio no MERCOSUL. O autor estimou cinco modelos: quatro deles por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), com as variáveis em logaritmos, e o quinto por PPML, com a variável dependente em nível. Em três dos modelos estimados por MQO, utilizou-se efeitos fixos de pares de países, importadores e exportadores, e para a interação país/ano. Além das informações acerca das importações totais, foram utilizados dados dos setores agrícolas e industriais, com valores nominais, para 146 países, no período que abrange os anos de 1980 a 2014.

Publicação recente de Yotov et al. (2016) traz os últimos desenvolvimentos da literatura empírica para a estimação do modelo estrutural de gravidade, quando da análise dos efeitos bilaterais e não discriminatórios de políticas comerciais. As recomendações, naquela publicação, são do uso (sempre que possível) de dados em painel com intervalos, para permitir ajustamentos nos fluxos de comércio, e também, com a utilização dos fluxos de comércio intranacionais, captar corretamente o efeito das resistências multilaterais internas. Ademais, efeitos fixos deveriam ser incluídos para par de países e para países individuais ao longo do tempo, com a estimação feita por PPML.

Nota-se que o trabalho de Cordeiro (2016) avançou bastante nessas recomendações, apesar de aquele autor não utilizar os efeitos fixos conjuntos no método PPML, testar intervalos nos fluxos de comércio e utilizar fluxos intranacionais. Certamente, o cálculo e a inclusão de fluxos intranacionais, quando se utiliza um número grande de países, são tarefas quase impossíveis, e não é de nosso conhecimento nenhum trabalho que os tenha utilizado. Contudo, as demais recomendações são factíveis e serão objeto do presente estudo.

Para tanto, pretende-se utilizar um banco de dados com observações sobre os fluxos de comércio de 48 países, incluindo o Brasil, no período de 1995-2015, e estimar equações para o comércio total, de produtos agrícolas e manufaturados, com o que há de mais atual na especificação da equação estrutural de gravidade, utilizando-a para avaliar os efeitos sobre a criação e os desvios de comércio dos Acordos Regionais de Comércio (ARCs) de que esses países fazem parte e de restrições tarifárias e medidas não tarifárias. As medidas não tarifárias aqui utilizadas são as preocupações comerciais específicas (PCEs), que se referem às reclamações feitas pelos países exportadores sobre as notificações (SPS e TBT) emitidas à Organização Mundial do Comércio, pelos países importadores.

Este estudo tem significativa importância porque, além de testar proposições estatísticas recentes para a estimação da equação de gravidade, permite comparações de desvios e criação de comércio entre os diferentes ARCs e utiliza uma medida não tarifária inédita em pesquisas dessa natureza.

Além desta introdução, o trabalho tem outras três seções. A seção dois traz uma discussão teórica sobre o modelo de gravidade, a equação a ser estimada e os dados utilizados. Na seção três, são apresentados e discutidos os resultados encontrados para as equações estimadas, enquanto na seção quatro são desenvolvidas algumas conclusões sobre a análise.

METODOLOGIA

O modelo empírico mais utilizado para explicar os fluxos de comércio é o modelo de gravidade. Ele foi adaptado por Tinbergen (1962), a partir da lei de gravitação universal de Newton, e considera que o fluxo de comércio entre dois países (i e j) assume a seguinte forma:

$$X_{ij} = G \cdot M_i \frac{M_j}{D_{ij}} \quad (1)$$

em que X_{ij} é o fluxo de comércio, M é a massa econômica de cada país, D_{ij} é a distância entre os países, e G é uma constante. Portanto, países com maior massa econômica e mais próximos, comercializariam mais entre si.

O modelo foi pouco utilizado durante os anos 1960 e 1970 pela falta de fundamentação teórica, o que foi suprida por Anderson (1979), que utilizou os pressupostos de Armington (1969) de que os produtos comercializados eram diferenciados por local de origem e as despesas com

eles se originavam de uma função homotética, com elasticidade de substituição constante (CES).

Segundo Sourdin e Ponfret (2012), ainda assim o modelo só se tornou realmente popular depois que estudos, como o de McCallum (1995), mostraram que conclusões “poderosas” poderiam ser obtidas ao se admitir desvios na constante de gravidade (G).

Anderson e van Wincoop (2013) abordaram esse tema e introduziram os termos de resistência multilaterais (resistência média do comércio de um país e seus parceiros comerciais com o resto do mundo), tornando o modelo de gravidade adaptável a uma série de modelos teóricos de comércio, todos levando à mesma especificação empírica, como mostrado em Novy (2013) e Yotov et al. (2016). A equação estrutural do modelo de gravidade tem a seguinte forma:

$$X_{ij} = Y_i \frac{E_j}{Y} * \left(\frac{\tau_{ij}}{\Pi_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

em que X_{ij} denota o fluxo de comércio do país i para o país j ; Y_i é o valor da produção doméstica do país i ; E_j é a despesa total no país j ; Y é a renda mundial ($\sum Y_i$); σ é a elasticidade de substituição entre as variedades de produtos ($\sigma > 0$); e τ_{ij} representa os custos bilaterais de comércio. As variáveis Π_i e P_j são os termos de resistência multilaterais externo e interno, respectivamente, definidos como:

$$\Pi_i^{1-\sigma} = \sum_j \left(\frac{\tau_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} * \frac{E_j}{Y} \quad (3)$$

$$P_j^{1-\sigma} = \sum_i \left(\frac{\tau_{ij}}{\Pi_i} \right)^{1-\sigma} * \frac{Y_i}{Y} \quad (4)$$

O termo de resistência multilateral externo (3) capta o fato de que as exportações do país i para o país j dependem dos custos de comércio entre todos os mercados exportadores, enquanto o termo de resistência multilateral interno (4) capta a dependência entre as importações do país i oriundas do país j e os custos de todos os possíveis exportadores.

A equação (2) pode ser vista como composta de duas partes: a primeira representa o tamanho relativo de comércio entre os dois países $\left(Y_i * \frac{E_j}{Y} \right)$ e a segunda, um termo de custo $\left(\frac{\tau_{ij}}{\Pi_i P_j} \right)^{1-\sigma}$. A interpretação do tamanho relativo é a de que, na ausência de custos de comércio, o primeiro termo representaria o “tamanho” do mercado dos dois países em relação ao total. Já o segundo termo, capta o efeito dos custos do comércio, considerando a diferença entre o comércio realizado e aquele que aconteceria na ausência de imperfeições.

Dada a forma multiplicativa da equação (2), e assumindo que ela se mantenha para cada período t , torna-se possível linearizá-la e expandi-la com um termo de erro, para obter a forma que tem sido utilizada para analisar os efeitos dos inúmeros determinantes do comércio internacional.

$$\ln X_{ij,t} = \ln E_{j,t} + \ln Y_{i,t} - \ln Y_t + (1 - \sigma) [\ln \tau_{ij,t} - \ln P_{j,t} - \ln \Pi_{i,t}] + \varepsilon_{ij,t} \quad (5)$$

De acordo com Yotov et al. (2016), apesar da sólida fundamentação teórica, a equação (5) ainda é aplicada sem observar a teoria e sem considerar desafios importantes da estimação, o que pode levar a suposições viesadas e inconsistentes. Para obter estimativas confiáveis acerca dos efeitos das políticas sobre o comércio bilateral, os autores se baseiam em uma ampla revisão da literatura sobre os desafios enfrentados na estimação e as soluções propostas, fazendo seis recomendações, quais sejam: 1) sempre que possível, utilizar dados em painel, pois eles aumentam a eficiência da estimação, permitindo a utilização de efeitos fixos para pares de países; 2) ao invés de utilizar dados empilhados sobre anos consecutivos, utilizar dados em painel com intervalos, que possibilitam o ajustamento de políticas ou choques nos custos comerciais; 3) utilizar dados do comércio intranacional juntamente com os fluxos do comércio internacional; 4) incluir os efeitos fixos temporais para exportadores e importadores, para controlar as resistências multilaterais não observáveis e, potencialmente, quaisquer outras características observáveis e não observáveis (ANDERSON e van WINCOOP, 2004); 5) utilizar efeitos fixos para pares de países, para captar a endogeneidade das variáveis da política comercial (BAIER e BERGSTRAND, 2007); 6) estimar o modelo pelo método de Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML), que leva em consideração a heterocedasticidade e as informações contidas nos fluxos zero de comércio (SANTOS SILVA e TENREYRO, 2011).

Todos esses procedimentos serão utilizados neste estudo, para a análise do comércio de produtos manufaturados e agrícolas, com exceção dos dados sobre o comércio intranacional, pela sua inexistência e dificuldade em obtê-los para um número grande de países.

A utilização de dados em painel com a inclusão de efeitos fixos temporais para exportadores e importadores permite que a equação (5) seja reescrita da seguinte forma:

$$\ln X_{ij,t} = C + F_{i,t} + F_{j,t} + (1 - \sigma) [\ln \tau_{ij,t}] + \varepsilon_{ij,t} \quad (6)$$

com,

$$C = - \ln Y_t \quad (7)$$

$$F_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \ln \Pi_{i,t} \quad (8)$$

$$F_{j,t} = \ln E_{j,t} - \ln P_{j,t} \quad (9)$$

Na equação (6), $\tau_{ij,t}$ é a variável de custo, incluindo a distância entre os parceiros comerciais e variáveis de controle, como *dummies* para fronteira comum (front), língua comum (ling) e laços coloniais (col), além de variáveis de políticas comerciais, como a participação dos países em acordos regionais de comércio (arc) e a adoção de medidas restritivas, como tarifas (tar) e medidas não tarifárias (mnt)

$$\ln \tau_{ij,t} = b_1 \ln \text{dist}_{ij} + b_2 \text{front}_{ij} + b_3 \text{ling}_{ij} + b_4 \text{ccol}_{ij} + b_5 \text{arc}_{ij} + b_6 \ln \text{tar}_{ij} + b_7 \text{mnt}_{ij} \quad (10)$$

Em sua forma geral, a equação a ser estimada pode ser escrita como:

$$X_{ij,t} = \exp[F_{i,t} + F_{j,t} + G_{ij} + b1lndist_{ij} + b2front_{ij} + b3ling_{ij} + b4ccol_{ij} + b5arc_{ij} + b6lntar_{ij} + b7mnt_{ij}] * \varepsilon_{ij,t} \quad (11)$$

Na estimação da equação (11), $X_{ij,t}$ refere-se aos fluxos nominais do comércio bilateral de produtos entre os países i e j , considerando somente os fluxos internacionais, em anos não consecutivos t ; $F_{i,t}$ é o efeito fixo temporal que controla a resistência multilateral externa, a participação nas exportações e outras variáveis específicas, observáveis ou não, que afetam o comércio do país i ; $F_{j,t}$ é o efeito fixo temporal para a resistência multilateral interna, a despesa total e outras variáveis específicas relativas ao país j ; G_{ij} é o conjunto de efeitos fixos para os pares de países; e as demais variáveis são definidas como anteriormente.

A equação (11) é estimada pelo método Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML), com dados sobre as exportações totais de produtos manufaturados e agrícolas de 48 países, no período de 1995 a 2015, com um total de 47.376 observações.

Foram selecionados 47 países parceiros comerciais do Brasil, ao longo do período compreendido entre os anos de 1995 e 2015. A seleção se deu pela disponibilidade de dados e pela relevância no comércio bilateral, que correspondeu a mais de 80% do comércio total do Brasil, ao longo de todo o período analisado. Agrupados por blocos ou Acordos Regionais de Comércio tem-se os seguintes países: MERCOSUL¹ (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai); Pacto Andino² (Bolívia, Colômbia, Peru, Equador e Venezuela), atualmente Comunidade Andina das Nações; NAFTA (Canadá, Estados Unidos e México); União Europeia (26 países)³; ASEAN + 3 (Indonésia, Malásia, Filipinas, Tailândia, Vietnã, Singapura + China, Japão e Coreia do Sul)⁴.

As exportações totais foram divididas entre produtos manufaturados e agrícolas, seguindo a classificação das Nações Unidas (*International Standard Industrial Classification - ISIC Rev. 3; 2016*), com os produtos dos setores A e B sendo classificados como agrícolas e aqueles do setor D, como manufaturados.

Todos os dados sobre os fluxos bilaterais (x_{ij}) foram extraídos do UNCOMTRADE, no site *World Integrated Trade Solution*, do Banco Mundial, enquanto os Produtos Internos Brutos (PIB_i e PIB_j) foram obtidos, também, junto ao Banco Mundial, no site *World Bank Indicators (2016)*. Todos os valores são nominais, expressos em dólares dos Estados Unidos.

¹ A Venezuela não foi considerada como membro do MERCOSUL, pela sua adesão recente (2012) ao Bloco.

² Manteve-se a Venezuela como membro do Pacto Andino, apesar de o país ter deixado o bloco em 2006.

³ Alemanha, Áustria, Bélgica, Bulgária, Chipre, Rep. Checa, Dinamarca, Espanha, Estônia, Eslováquia, Eslovênia, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Holanda, Hungria, Irlanda, Itália, Letônia, Lituânia, Luxemburgo, Malta, Polônia, Portugal, Romênia, Suécia.

⁴ Brunei, Laos e Mianmar não foram considerados no Bloco ASEAN por falta de dados.

As distâncias, em quilômetros, entre as capitais de cada um dos países selecionados e as variáveis *dummies* para fronteira e língua comuns e para laços coloniais foram obtidas do site do French Research Center in International Economics (CEPII, 2016).

Os acordos regionais de comércio foram representados por uma variável *dummy* que assume o valor 1 se o país pertence a determinado acordo regional de comércio e zero, caso contrário.

No caso das tarifas, os valores foram obtidos do ESCAP (2016) e representam a média geométrica das tarifas cobradas por cada par de parceiros (tarifa i * tarifa j)^{1/2}. Já as notificações sanitárias, para o caso dos produtos agrícolas, e técnicas, para o caso dos produtos manufaturados, foram obtidas do site da Organização Mundial do Comércio (OMC, 2016). Foram utilizadas variáveis *dummies* para captar os efeitos das notificações sanitárias e fitossanitárias (SPS) ou técnicas (TBT), que geraram preocupações comerciais específicas (PCEs). As PCEs se referem a questionamentos feitos pelos países membros aos comitês da OMC sobre as notificações emitidas por determinado parceiro, os quais, segundo os países envolvidos, podem afetar diretamente o fluxo comercial entre eles. Esses questionamentos servem para evitar restrições injustificadas, refletindo a preocupação dos países de que o conteúdo das notificações se torne uma barreira efetiva ao comércio de produtos (SILVA et al., 2017). Enquanto muitas notificações regulares, SPS ou TBT, não têm efeito restritivo e até facilitam o comércio, as PCEs, por terem sido contestadas, são vistas como barreiras potenciais.

RESULTADOS

A evolução do comércio mundial de produtos agrícolas e manufaturados e a sua participação envolvendo o total dos países selecionados podem ser vistas nas Figuras 1a e 1b, respectivamente. Nota-se um grande crescimento ocorrido no comércio, principalmente, no período de 2002-2011. Apesar da queda na participação das exportações dos países selecionados, ao longo do período observado, elas ainda representaram 58,59% e 61,66% do total comercializado mundialmente no ano de 2015. Há uma grande diferença nos valores dos produtos agrícolas e manufaturados comercializados, mas é nítido, nas duas figuras, o mesmo comportamento de queda ocorrida em razão da crise financeira internacional entre os anos 2008 e 2009, que foi proporcionalmente maior no caso dos produtos manufaturados. A forte queda ocorrida no ano de 2015 se deve à não consolidação dos dados quando da sua coleta.

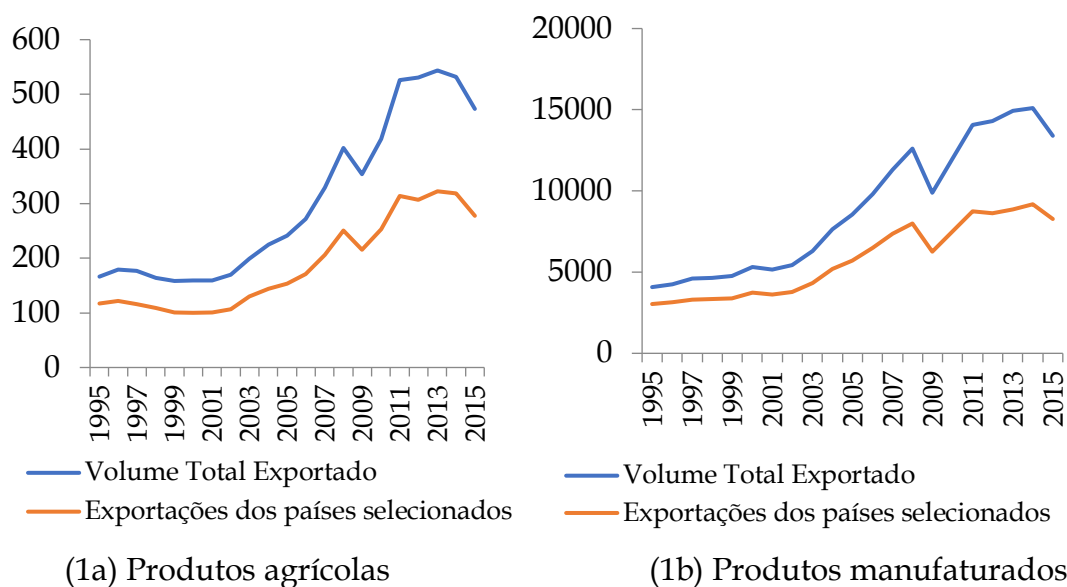


Figura 1. Evolução das exportações mundiais totais e dos produtos agrícolas (1a) e manufaturados (1b) dos países selecionados, de 1995 a 2015, em milhões de US\$

Fonte: Elaborado pelos autores com base em World Bank (2016).

A Tabela 1 mostra os resultados encontrados para as exportações bilaterais totais, de produtos manufaturados e agrícolas, dos países selecionados, utilizando o método Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML), com efeitos fixos e intervalos de três, quatro e cinco anos entre as observações. Foram utilizadas as variáveis do modelo básico de gravidade para verificar se os diferentes intervalos dos dados afetavam os resultados, ao permitir um ajustamento nos fluxos de comércio bilateral, como resposta a possíveis políticas comerciais ou mudanças nos custos do comércio.

Os sinais dos coeficientes estimados estão de acordo com o sugerido pela teoria econômica e foram significativos na grande maioria dos casos. As exceções foram os sinais da variável ex-colônia, que se mostraram opostos ao esperado, mas não significativos em todas as equações, e também da variável língua comum, nas equações para as exportações agrícolas. É importante chamar a atenção para a especificidade da amostra, que apresenta poucas relações coloniais entre os países selecionados. Nas equações com intervalos de quatro anos, os erros-padrão das estimativas não foram impressos, mas a similaridade dos valores encontrados nas demais equações e o mesmo número de observações permitem inferir, também, erros-padrão com valores semelhantes aos daquelas. Os coeficientes de determinação indicam um bom ajustamento das funções estimadas aos dados, ou que as variáveis consideradas nas equações explicam entre 60% e 78% das variações nas exportações. O teste RESET apresentou p-valores muito baixos em todos os casos, comprovando a especificação correta das equações estimadas.

Pode-se notar que os coeficientes estão muito próximos, independente dos diferentes intervalos adotados. Mesmo quando as equações foram estimadas com intervalos de cinco anos, em que o número de observações caiu para um quinto do total (47.376), não houve efeito estatisticamente significativo nos resultados. Há um pequeno aumento dos erros-padrão das estimativas, mas os resultados continuaram estatisticamente muito significativos e similares entre si, para cada grupo de produtos. Nas estimações para os setores de produtos manufaturados e agrícolas, em que se esperaria um ajustamento maior, não se notou qualquer evidência de que ele tivesse ocorrido. Uma explicação é que, com um elevado número de observações e dados agregados, tende a ocorrer uma compensação dos efeitos por parte dos diferentes setores, minimizando diferenças nas estimativas. Olivero e Yotov (2012) utilizaram um modelo de gravidade dinâmico e os mesmos intervalos, mas também não encontraram diferenças significativas nos resultados. Dessa forma, as análises subsequentes se baseiam nas séries totais de observações.

Tabela 1. Coeficientes estimados por PPML para as exportações bilaterais totais, de produtos manufaturados e de produtos agrícolas, com diferentes intervalos para as observações. 1995-2015

	Exportações Totais				Export. Manufaturados				Export. Agrícolas			
	Total	Três	Quatro	Cinco	Total	Três	Quatro	Cinco	Total	Três	Quatro	Cinco
Log	-.800***	-.801***	-.795	-.790***	-.808***	-.808***	-.804	-.798***	-.965***	-.959***	-.962	-.966***
Distância	(.031)	(.031)	(---)	(.032)	(.031)	(.031)	(---)	(.032)	(.056)	(.058)	(---)	(.057)
Fronteira	.601***	.598***	.603	.623***	.582***	.579***	.583	.604***	.838***	.837***	.857	.859***
Comum	(.088)	(.088)	(---)	(.089)	(.088)	(.088)	(---)	(.125)	(.138)	(.142)	(---)	(.147)
Língua	.126 ^{ns}	.132 ^{ns}	.126	.113 ^{ns}	.137 ^{ns}	.144 ^{ns}	.138	.125 ^{ns}	-.394	-.381	-.403	-.431*
Comum	(.087)	(.087)	(---)	(.088)	(.087)	(.087)	(---)	(.088)	(.198)	(.199)	(---)	(.201)
Laços	-.193 ^{ns}	-.195 ^{ns}	-.194	-.200 ^{ns}	-.189 ^{ns}	-.191 ^{ns}	-.190	-.197 ^{ns}	-.071 ^{ns}	-.072 ^{ns}	-.026	-.045 ^{ns}
Coloniais	(.118)	(.120)	(---)	(.118)	(.116)	(.118)	(---)	(.116)	(.237)	(.248)	(---)	(.252)
Constante	17.00***	17.25***	16.88	16.17***	17.02***	17.27***	15.71	16.17***	15.59***	14.33***	14.19	13.39***
	(.422)	(.408)	(---)	(.408)	(.431)	(.416)	(---)	(.420)	(.611)	(.639)	(---)	(.760)
R ²	.785	.782	.767	.777	.684	.683	.684	.674	.605	.600	.612	.617
Nº Obs.	47376	15792	13536	11280	38834	12827	10937	9137	47376	15792	13536	11280
RESET	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

Erros-padrão robustos entre parênteses. *** p < 0.01, ** p < 0.05, *P < 0.1, ^{ns} ausência de significância.

Fonte: Calculado pelos autores.

Em um próximo passo, utilizou-se o modelo proposto para verificar a ocorrência de criação e desvios de comércio nos diferentes Acordos Regionais de Comércio considerados, sem levar em conta a data de criação de cada um deles: MERCOSUL em 1991, Pacto Andino em 1969, NAFTA em 1994, União Europeia em 1993 e ASEAN em 1967. O ideal seria fazer essa análise desde a data de criação de cada ARC. Contudo, dado que todos eles já estavam formados e, possivelmente, adaptados a essa condição, os resultados indicam um impacto médio da existência dos ARCs sobre os fluxos comerciais, no período considerado. Como é comum nesses casos (SOLOAGA e WINTERS, 2001; CORDEIRO e JUNIOR, 2016; REIS et al., 2014), foram utilizadas três variáveis *dummies*: a primeira, para captar o efeito da criação de comércio entre membros de um ARC, que

assumiu o valor 1 para o comércio realizado entre os países membros e zero, caso contrário; a segunda, para captar o desvio de comércio (extra) e assumiu o valor 1, quando o importador era membro de um ARC e o exportador não, e zero, caso contrário; enquanto a terceira variável *dummy* foi introduzida para captar os desvios de exportação (exp), assumindo o valor 1, quando o país exportador era membro de um ARC e o importador não, e zero, caso contrário. Para que haja criação de comércio, o coeficiente do comércio intrabloco deve ser positivo e significativo, e o do comércio extrabloco, também positivo ou não significativo, indicando crescimento intrarregional, sem redução das importações dos demais parceiros. O desvio de comércio ocorre quando as importações mais baratas dos países não membros do ARC são substituídas por aquelas dos países membros. Essa possibilidade existiria se o coeficiente da variável *dummy* do comércio extrarregional fosse negativo e significativo. O desvio das exportações ocorre quando o sinal do coeficiente da variável *dummy* de exportação for negativo e significativo, indicando que as exportações para os países não membros do ARC são reduzidas em detrimento daquelas para os países membros.

A estimação foi feita adotando-se efeitos fixos para pares de países, já que a adoção de efeitos fixos para exportadores e importadores implicaria colinearidade perfeita com a variável de desvio de comércio. Portanto, as variáveis PIB foram explicitamente consideradas na equação. Os resultados para o comércio total, de produtos manufaturados e agrícolas estão apresentados na Tabela 2.

Os ajustamentos do modelo foram bons, com o coeficiente de determinação para o comércio total atingindo 81,5%. A maioria dos coeficientes estimados foram estatisticamente significativos. As variáveis gravitacionais tradicionais apresentaram os sinais esperados e significância estatística, com exceção da variável laços coloniais, pelas razões já expostas.

Para o total dos produtos, pode-se notar que houve criação de comércio em todos os casos, com coeficientes estimados positivos e significativos para o comércio intra e extrarregional. Também, para o MERCOSUL, o Pacto Andino e a União Europeia, ocorreram desvios das exportações, que foram redirecionadas para os países membros dos ARCs. No caso do NAFTA, o coeficiente não foi significativo, e o do ASEAN foi positivo e significativo, indicando forte direcionamento das exportações para os países de fora do bloco. Aqui, há de se chamar a atenção para a inclusão da China, do Japão e da Coreia do Sul, o que certamente contribuiu para esse resultado. As respostas para o setor de manufaturados são semelhantes às do comércio total, dado que a maior parte das exportações é de produtos manufaturados. Novamente, há criação de comércio em todos os ARCs e desvio das exportações somente no Pacto Andino.

Tabela 2. Coeficientes estimados para o comércio bilateral. Efeitos na criação e desvios de comércio. PPML (Efeitos Fixos de Pares). 1995-2015

Variável	Total	Manufaturados	Agrícolas
Log	-0.466***	-0.475***	-0.402***
Distância	(.074)	(.075)	(.108)
Log PIB	.741***	.745***	.592***
Importador	(.023)	(.024)	(.034)
Log PIB	.715***	.713***	.765***
Exportador	(.019)	(.019)	(.041)
Fronteira	.724***	.707***	1.119***
Comum	(.130)	(.131)	(.217)
Língua	.277*	.287 ^{ns}	-.159 ^{ns}
Comum	(.190)	(.194)	(.197)
Laços	-.100 ^{ns}	-.099 ^{ns}	-.294 ^{ns}
Coloniais	(.122)	(.124)	(.201)
Intra	1.252***	1.391***	.855**
MERCOSUL	(.266)	(.273)	(.389)
Extra	.469*	.217 ^{ns}	.400*
MERCOSUL	(.271)	(.237)	(.247)
Exp	-.550**	-.242 ^{ns}	-.935***
MERCOSUL	(.274)	(.229)	(.209)
Intra	1.416***	1.652***	-.623 ^{ns}
PactoAndino	(.273)	(.278)	(.425)
Extra	.450 ^{ns}	.163 ^{ns}	1.644***
PactoAndino	(.310)	(.274)	(.418)
Exp	-1.372***	-1.090***	-1.753***
PactoAndino	(.298)	(.273)	(.272)
Intra	.114 ^{ns}	.384 ^{ns}	.135 ^{ns}
NAFTA	(.407)	(.273)	(.434)
Extra	1.237***	.978***	1.139***
NAFTA	(.333)	(.302)	(.372)
Exp	-.092 ^{ns}	.384 ^{ns}	-1.459***
NAFTA	(.301)	(.273)	(.258)
Intra	1.331**	1.285**	2.710***
EU	(.244)	(.247)	(.331)
Extra	.362 ^{ns}	.092 ^{ns}	1.139***
EU	(.297)	(.265)	(.372)
Exp	-.539*	.005 ^{ns}	-4.170***
EU	(.295)	(.267)	(.266)
Intra	.862***	.869***	.631**
ASEAN	(.248)	(.250)	(.322)
Extra	1.085**	.788***	2.386***
ASEAN	(.304)	(.274)	(.379)
Exp	.627**	1.162***	-2.402***
ASEAN	(.280)	(.251)	(.266)
Constante	-11.98***	-12.23***	-12.53***
	(.893)	(.901)	(1.535)
R ²	.815	.812	.649
Nº Obs.	47.376	47.376	47.376
RESET p-valor	.000	.000	.000

Erros-padrão robustos entre parênteses. *** p < 0.01, ** p < 0.05, *P < 0.1, ^{ns} ausência de significância.

Fonte: Calculado pelos autores.

Ademais, foi no setor de produtos agrícolas que os desvios das exportações foram maiores. Sem exceção, os coeficientes que captam tais desvios foram negativos, significantes e com valores que certamente afetaram os mesmos coeficientes das exportações totais. Assim, pode-se dizer que os ARCs têm um efeito muito maior no desvio das exportações agrícolas para os países membros, principalmente, na União Europeia, na ASEAN e no Pacto Andino. O menor coeficiente para o desvio das exportações foi do MERCOSUL, em que todos os países membros são grandes exportadores de produtos agrícolas. O estudo de Cordeiro e Junior (2016) também encontrou desvios de exportação para o MERCOSUL, enquanto o de Reis et al. (2015), utilizando o método PPML, os encontrou para o Pacto Andino e o NAFTA.

A Tabela 3 mostra os resultados obtidos para o modelo com as tarifas e as medidas não tarifárias, ressaltando que aquelas foram calculadas como médias geométricas bilaterais e estas referem-se às preocupações comerciais específicas (PCEs). Novamente, os resultados mostraram um bom ajustamento das funções aos dados (R^2 variando entre 0.67 e 0.85) e coeficientes estatisticamente significantes para a maioria das variáveis. Como nos casos anteriores, a exceção foi a variável laços coloniais, que se apresentou com sinais opostos aos esperados e não significantes.

Tabela 3. Coeficientes estimados para o comércio bilateral. Efeitos das tarifas e das preocupações comerciais específicas. 1995-2015

	PPML (Efeitos Fixos)		
	Exportações Totais	Exp. Manufaturados	Exp. Agrícolas
Log	-.810**	-.643***	-.843***
Distância	(.033)	(.039)	(.053)
Fronteira	.585***	.501***	.798***
Comum	(.089)	(.075)	(.140)
Língua	.162*	.185**	-.261 ^{ns}
Comum	(.089)	(.084)	(.181)
Ex-Colônia	-.203 ^{ns}	-.039 ^{ns}	-.058 ^{ns}
	(.118)	(.115)	(.229)
Log (1+t)	-.120***	-17.072***	-6.852***
	(.008)	(2.44)	(1.105)
PCE	-.131***	-.058 ^{ns}	-.483***
	(.090)	(.059)	(.084)
Constante	16.59***	16.47***	14.76***
	(.430)	(.339)	(.581)
R^2	.802	.850	.672
Nº Obs.	35.469	34.038	29.920
RESET p-valor	.000	.000	.000

Erros-padrão robustos entre parênteses. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, ^{ns} ausência de significância.

Fonte: Calculado pelos autores.

Os valores estimados para os coeficientes da variável distância indicam uma relação inversa com os valores dos fluxos bilaterais de comércio, que são maiores para os produtos agrícolas. Nesse caso, um aumento de 10% nas distâncias entre os parceiros acarreta uma diminuição de 8,4% nos valores dos fluxos de comércio entre eles. A variável fronteira comum tem relação direta com os fluxos de comércio, indicando que países vizinhos comercializam mais entre si e, proporcionalmente, no que tange aos produtos agrícolas. A variável língua comum não apresentou significância estatística na equação dos produtos agrícolas, mas mostrou-se importante para estimular os fluxos de comércio dos produtos manufaturados. Como as variáveis fronteira e língua comuns são variáveis *dummies*, seu efeito nos fluxos de comércio deve ser captado pela expressão $[e^{\beta_{dummy}} - 1] \cdot 100$. Para o caso das exportações totais, os efeitos positivos sobre os fluxos de comércio seriam em média de 79,5% e 17,6%, para os países com fronteira e língua comum, respectivamente, ao longo do período da análise.

Os coeficientes estimados para as tarifas, por terem efeito direto nos preços, podem ser interpretados como elasticidades de substituição no comércio internacional ($b_{tarifa} = -\sigma$). Assim, pode-se notar que os produtos manufaturados têm uma elasticidade de substituição muito maior ($\sigma = 17,07$) do que aquela dos produtos agrícolas ($\sigma = 6,85$). Uma tarifa *ad valorem* de 10%, aplicada sobre todos os produtos comercializados, restringiria o fluxo total de comércio em somente 1,2%, gerando um efeito maior nos produtos manufaturados (17%) do que nos agrícolas (7%).

A variável que representa o efeito das preocupações comerciais específicas (PCEs) sobre as notificações sanitárias e técnicas é também uma variável *dummy* e deve ser analisada da mesma forma que as variáveis fronteira e língua comum. Para o caso dos produtos manufaturados, o coeficiente não foi significativo, mas para as exportações totais e de produtos agrícolas, os valores transformados equivalem a -12,3% e -38,3%, respectivamente, indicando o quanto os fluxos de comércio seriam reduzidos pela imposição daquelas medidas não tarifárias. Esses valores são bem expressivos para o comércio agrícola, que, como mostrado em outros estudos (Silva et al., 2017), é muito afetado, principalmente, pelas medidas sanitárias e fitossanitárias.

CONCLUSÕES

Este estudo utilizou dados sobre o comércio bilateral de produtos manufaturados e agrícolas, envolvendo uma amostra de 48 países, pertencentes a cinco Acordos Regionais de Comércio, para estimar um modelo de gravidade com o que há de mais avançado em termos de modelo estrutural, avaliando a criação e os desvios de comércio entre os países membros e o efeito de tarifas e medidas não tarifárias sobre os fluxos comerciais.

Um teste inicial, envolvendo diferentes intervalos para os dados sobre os fluxos de comércio, apresentou resultados, para as equações estimadas,

não distintos àqueles das equações sem os intervalos. O grande número de observações utilizado e a agregação dos produtos comercializados em somente dois setores (manufaturados e agrícolas) podem ter obscurecido e/ou gerado compensação nos ajustamentos temporais que possam ter ocorrido em alguns subsetores.

A utilização de variáveis *dummies* para captar os efeitos da criação e/ou dos desvios do comércio total e dos setores de produtos manufaturados e agrícolas, nos diferentes Acordos Regionais de Comércio (ARCs) considerados, mostrou que houve a criação generalizada de comércio e desvios de exportação e, também, de comércio do setor agrícola. Todos esses efeitos representam médias para o período analisado (1995-2015), sem levar em conta as diferenças nas características e velocidade de formação de cada um dos ARCs. Contudo, em termos comparativos, ficou claro que o NAFTA foi o Acordo Regional que produziu os menores efeitos de criação de comércio entre os países membros. Já os maiores efeitos, ocorreram no Pacto Andino, no MERCOSUL e na União Europeia, sobressaindo os impactos do comércio de produtos manufaturados.

No caso das exportações totais, os desvios de exportações também ocorreram no MERCOSUL, na União Europeia e, com maior intensidade, no Pacto Andino. Contudo, a decomposição das exportações totais em produtos manufaturados e agrícolas indicou que, em todos os casos, são as exportações agrícolas as responsáveis pelos desvios. Os menores desvios das exportações agrícolas ocorrem no o MERCOSUL, enquanto inexistem desvios de exportações dos produtos manufaturados nos demais ARCs considerados, com exceção do Pacto Andino, refletindo a competitividade específica desses setores em cada ARC.

O que parece muito claro é a importância das exportações de produtos agrícolas na caracterização comercial dos Acordos Regionais de Comércio. Por ser historicamente muito protegido, o setor agrícola provoca os maiores efeitos quando de uma liberalização comercial, definindo, na maioria dos casos estudados, as magnitudes da criação de comércio e dos desvios das exportações.

O modelo que estimou os efeitos das tarifas e das medidas não tarifárias sobre os fluxos de comércio mostrou um impacto maior dessas últimas em relação às primeiras e maior intensidade ainda sobre os produtos agrícolas. Esse resultado, já evidenciado em outros estudos, ressalta a capacidade protecionista das medidas não tarifárias (sanitárias e técnicas), ao gerar padrões e custos adicionais para os pequenos produtores e exportadores. Isso somente reforça a necessidade de um acompanhamento constante das notificações emitidas pelos parceiros comerciais e de sua contestação, quando for o caso, junto à OMC, para evitar que as mesmas se tornem barreiras disfarçadas ao comércio internacional.

AGRADECIMENTOS

Os autores gostariam de agradecer aos dois pareceristas anônimos, que com suas observações e sugestões em muito melhoraram o artigo. Certamente eles estão isentos de quaisquer falhas remanescentes.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, F.M.; MACIEL, M.F.; SILVA, O.M. Notificações aos acordos TBT e SPS: diferentes objetivos e resultados sobre o comércio internacional de agroalimentos. *Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural*, vol. 52, n.1, p. 157-176, 2014.
- ALVES, G.J. et al. Impacto da regulamentação SPS e TBT nas exportações brasileiras de uva no período de 1995 a 2009. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 52, n.1, p. 41-60, 2014.
- ANDERSON, J. E. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, vol. 69, n. 1, p. 106-116, 1979.
- ANDERSON, J. E.; van WINCOOP, E. Gravity with Gravitas: a Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, vol. 93, n. 1, p. 170-192, 2003.
- ANDERSON, J. E.; van WINCOOP, E. Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, vol. 42, n.3, p. 691-751, 2004.
- AREVALO, J. L. S.; ANDRADE, A.M.F.; SILVA, G. A. B. Uma nota sobre modelos gravitacionais aplicados à exportação de café de Brasil, Colômbia e Peru. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 70, n. 3, p. 271-280, 2016.
- ARMINGTON, P. S. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers* 16(1):159-176. 1969.
- AZEVEDO, A.F.Z. O efeito do MERCOSUL sobre o comércio: uma análise com o modelo gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 34, n. 2, p. 307-340, 2004.
- BAIER, S. L.; BERGSTRAND, J. H. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics*, vol. 71, n. 1, p. 72-95, 2007.
- BALDWIN, R.; TAGLIONI, D. *Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations*. Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 12516. 2006.
- BITTENCOURT, G.M.; CAMPOS, A. C. Efeitos da instabilidade da taxa de câmbio no comércio setorial entre Brasil e seus principais parceiros comerciais. *Economia Aplicada*, vol.18, n. 4, p. 657-678, 2014
- CORDEIRO, B.F. *Os impactos do Mercosul sobre o comércio: uma abordagem gravitacional*. 2016. 58p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

ESCAP INTERNATIONAL SUPPLY CHAIN CONNECTIVITY – ISCC. *Database: Explanatory Note for Users*. 2013. Disponível em: <<http://artnet.unescap.org/db/ESCAP-ISCC-usernote.pdf>>. Acesso em: 15 de maio de 2016.

FRANKEL, J. A. *Regional trading blocs in the world economic system*. Washington, D.C. Institute for International Economics, 388p. 1997.

FRANKEL, J. A.; STEIN, E.; WEI, S. Trading blocs and the Americas: the natural, the unnatural, and the supernatural. *Journal of Development Economics*, vol. 47, n. 1, p. 61-97, 1995.

FRENCH RESEARCH CENTER IN INTERNATIONAL ECONOMICS – CEPII. *Distance databases*. Disponível em: <<http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm>>. Acesso em Março de 2016.

FIGUEIREDO, E. et al. Uma Análise para o Efeito-Fronteira no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 68, n. 4, p. 481- 496, 2014.

GRAF, C.O. Comércio Bilateral entre os países membros do mercosul: uma visão do bloco através do modelo gravitacional. *Economia Aplicada*, vol. 17, n.1, p.135-158, 2013.

LEUSIN JR, S.; AZEVEDO, A.F.Z.; LÉLIS, M.T.C. A vocação exportadora do Rio Grande do Sul: uma avaliação por meio do efeito fronteira. *Nova Economia*, vol. 23, n. 1, p. 101-128, 2013.

McCALLUM, J. National borders matter: Canada–US regional trade patterns. *American Economic Review*, vol. 85, n. 3, p. 615–23, 1995.

NOVY, D. Gravity Redux: Measuring international trade costs with panel data. *Economic Inquiry*, vol. 51, n. 1, p. 101-121, 2013.

OLIVERO, M. P.; YOTOV, V. Y. Dynamic Gravity: endogenous country size and asset accumulation. *Canadian Journal of Economics*, vol. 45, n.1, p.64-92. 2012.

PAULA, J.S.; SILVA, O.M. Fatores internos como determinantes da competitividade no comércio internacional: um enfoque gravitacional. *Análise Econômica*, vol. 33, n. 64, p. 191-214. 2015.

PIANI, G.; KUME, H. Fluxos bilaterais de comércio e blocos regionais: Uma aplicação do modelo gravitacional. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, vol. 30, n. 1, p. 1-22, 2000.

POLAK, J. Is APEC a natural trading bloc? A critique of the gravity model of international trade. *World Economy*, vol. 19, n. 5, p. 533-543,1996.

REIS, M.; AZEVEDO, A.F.Z.; LÉLIS, M.T.C. Os Efeitos do Novo Regionalismo sobre o Comércio. *Estudos Econômicos*, vol. 44, n. 2, p. 351-381, 2014.

SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson Pseudo-Maximum Likelihood Estimator. *Economics Letters*, vol. 112, n. 2, p. 220-222, 2011.

- SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88, n. 2, p. 641-658, 2006.
- SHEPHERD, B.; WILSON, J. S. Trade facilitation in ASEAN member countries: measuring progress and assessing priorities. *Journal of Asian Economics*, vol. 20, n. 4, p. 367-83. 2009.
- SILVA, O.M.; MARTINS, M.M.V.; SANTOS, M.O. Preocupações comerciais específicas nos países da América Latina: Avaliação das medidas sanitárias e fitossanitárias sobre as exportações agrícolas. In: 55º CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, SOCIOLOGIA E ADMINISTRAÇÃO RURAL, 2017, Universidade Federal de Santa Maria, RS. *Anais eletrônicos*. Santa Maria, 2017.
- SMARZYSNKA, B.K. Does relative location matters for bilateral trade flows? An extension of the gravity model. *Journal of Economic Integration*, vol. 16, n. 3, p. 379-398, 2001.
- SOLOAGA, I.; WINTERS, L. A Regionalism in the nineties: What effect on trade? *The North American Journal of Economics and Finance*, vol. 12, n.1, p.1-29, 2001.
- SOURDIN, P.; PONFRET, R. *Trade Facilitation: Defining, measuring, explaining and reducing the cost of international trade*. United Kingdom: Edward Elgar Publishing, 2012. 176p.
- SOUZA, M.J.P.; BURNQUIST, H.L. Facilitação de comércio e impactos sobre o comércio bilateral. *Estudos Econômicos*, vol. 41, n. 1, p. 91-118, 2011.
- TINBERGEN, J. *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. New York: The Twentieth Century Fund, 1962.
- UNITED NATIONS STATISTICAL DIVISION. International Standard Industrial Classification - ISIC, Rev 3. Disponível em: <<http://www.un.org/depth/unsd>>. Acesso em 05 de janeiro de 2016.
- WINTER, L.A.; SOLOAGA, I. *Regionalism in the nineties: what effect on trade?* The World Bank, Policy Research Working Paper, No 2156.1999.
- WORLD BANK. *The World Bank Indicators*. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em 08 de Janeiro de 2016.
- YOTOV, Y.V. et al. *An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model*. World Trade Organization, 144p. 2016.