Impactos do Mercosul Sobre os Fluxos Comerciais dos Países Membros entre 1988-2015[1]

Impacts of Mercosur On Trade Flows In Member Countries Between 1988-2015

Anselmo Carvalho de Oliveira[2]

Resumo: O objetivo deste trabalho é investigar os efeitos do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) sobre os fluxos comerciais setoriais da Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai e Venezuela no período entre 1988-2015. A análise foi operacionalizada por meio da mensuração, com o modelo gravitacional, dos fatores que dificultaram ou facilitaram esses fluxos. Os resultados mostraram que o MERCOSUL criou comércio entre os países membros. No entanto, os impactos do bloco foram maiores até meados da década de 2000 e perdeu força desde então. A análise setorial indicou que o MERCOSUL não teve impactos para o setor de bens de consumo e sim, impactos no setor de matérias primas e bens naturais, intermediários e de capital.

Palavras-chave: MERCOSUL. Modelo Gravitacional. Análise setorial.

Abstract: The objective of this work is to investigate the effects of the Southern Common Market (Mercosur) on the trade flows of Argentina, Brazil, Paraguay, Uruguay and Venezuela between 1988-2015. The analysis was operationalized through the measurement, with the gravity model, of the factors that hindered or facilitated these flows. The results showed that Mercosur created trade among member countries. However, the impacts of the block were larger until the mid-2000s and have been losing strength ever since. The sector analysis indicated that Mercosur did not have impact on the consumer goods sector, and that had impacts in the raw materials and natural goods, intermediate and capital.

[1] Agradeço aos dois pareceristas pelos comentários e contribuições construtivas.
[2] Analista de investimentos na Funpresp-Exe.

Keywords: Mercosur. Gravity model. Sectoral analysis.

JEL Calssification: F14, F15, F60.

1 INTRODUÇÃO

A participação em acordos regionais de comércio (ARCs) é uma estratégia recorrente de abertura e integração com o objetivo de diminuir os custos de transação ao reduzir as barreiras à circulação de bens, serviços, capitais e pessoas. Em 1988, 153 pares de países presentes na base *Mario Larch's Regional Trade Agreements* (EGGER; LARCH, 2008) participavam de algum ARC. Em 2015, o número cresceu para 794.

Na década de 1990, vários países na América Latina iniciaram um processo de abertura comercial com o objetivo de aumentar a competitividade da indústria local (CORDEIRO, 2016). Com a intensificação da globalização, esses países pretendiam integrarem-se às cadeias globais de valor ao reduzir as barreiras tarifárias e não tarifárias à circulação de bens, serviços e capitais financeiros. Foram adotadas medidas para diminuir as restrições ao comércio internacional como o fim das cotas de importações para vários produtos e a redução das tarifas. Nesse contexto, a criação do MERCOSUL era parte da estratégia de abertura comercial e, ao mesmo tempo, de integração econômica regional.

ARCs geralmente são promovidos porque podem aumentar a corrente de comércio entre os países signatários ao favorecerem a integração institucional e reduzirem barreiras tarifárias e não-tarifárias. No entanto, os efeitos desses acordos não são homogêneos ao longo do tempo restringindo-se, principalmente, ao período logo após a implementação das suas novas regras e reduzindo-se com o passar dos anos até desaparecerem.

Nesse contexto, o objetivo geral do trabalho é investigar, com o modelo gravitacional, os efeitos dos ARCs, especificamente, os efeitos do MERCOSUL sobre os fluxos comerciais dos países membros.

Existe uma consolidada tradição de investigação empírica que utiliza o modelo gravitacional para mensurar os impactos do MERCOSUL na criação de comércio (CARDOSO; SCHNEIDER; BECHLIN, 2016; CORDEIRO, 2016; GRÄF; AZEVEDO, 2013; SILVA; MOREIRA, 2018). Não obstante, os resultados apresentam considerável discrepância sobre a magnitude dos efeitos quantitativos do bloco, em razão, sobretudo, das especificações metodológicas adotadas. Para evitar problemas de estimação, que distorcem os resultados encontrados, mas que são frequentemente encontrados na literatura, foram empregadas práticas econométricas e de construção da base de dados de acordo com as sugestões de Yotov *et. al* (2016) e Batalgi, Egger e Erhardt (2017).

Outra lacuna na literatura nacional que o presente trabalho contempla é a da desagregação setorial ao analisar conjuntamente os setores de matérias primas e bens naturais, bens de consumo, bens intermediários e bens de capital. A título de comparação, outros trabalhos que fizeram análise setorial restringiram-se, sobretudo, aos setores de bens agrícolas e manufaturados (CORDEIRO, 2016; SILVA; MOREIRA, 2018). Ademais, a estratégia empírica de estimação utilizou dados empilhados desses quatro setores, o que admitiu a captação dos efeitos intersetoriais. Na revisão de bibliografia desta pesquisa, também não foi encontrado nenhum trabalho nacional, que adotou metodologia semelhante. No Brasil, as análises setoriais são realizadas utilizando dados restritos ao setor de interesse na variável dependente.

Os resultados encontrados corroboram a hipótese de que o bloco teve impactos positivos sobre a criação de comércio exceto para o setor de bens de consumo. Além disso, verificou-se que os efeitos iniciais foram comparativamente maiores reduzindo-se ao longo do tempo até não apresentaram mais significância estatística para matérias primas e bens naturais e bens de consumo.

O artigo estrutura-se em quatro seções, além dessa introdução e das considerações finais. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre os impactos do MERCOSUL sobre a criação de comércio e, em seguida, discute-se a formação do bloco, a sua importância e as características econômicas dos países membros originais. Na seção seguinte, discute-se o modelo

teórico e empírico aplicado à pesquisa. A última seção é dedicada à apresentação e discussão dos resultados.

2 Revisão da Literatura

Graf e Azevedo (2013) estimaram, com o método de efeitos aleatórios aplicado a uma base de 67 países entre 1999-2007, que o MERCOSUL aumentou o comércio intrabloco em 165,28%, reduziu as importações de fora do bloco em 26,14% e que a variável para desvio de exportações resultou em um efeito positivo de 43,71%. Os autores também concluíram que para o ano de 2009, o volume efetivo de comércio estava abaixo do volume potencial em apenas 3,47% (um volume estimado de comércio de US$ 33 bilhões, que é maior em US$ 1.1 bilhão ao volume comercializado efetivamente).

Reis, Azevedo e Lélis (2014), com um painel com 64 países entre 1990-2009, identificaram por meio do método de efeitos fixos para pares de países (LSDV), um aumento de comércio intrabloco de 40,64%, aumento das importações de fora do bloco de 37,85% e um desvio de exportações de -16,56%. Esses autores também estimaram o modelo gravitacional utilizando o método PPML, cujos resultados foram aumento do comércio intrabloco em 142,30%, aumento das importações de fora do bloco em 99,17%. A variável de desvio de exportações foi não significativa.

Na literatura também são encontrados resultados contrários ao esperado de acordo com a teoria gravitacional do comércio. Prates e Pereira (2015), utilizando um modelo em painel com 33 país restritos ao continente americano com fluxo unilateral e apenas 429 observações, no período entre 2000 e 2012, calcularam que o MERCOSUL possuía um forte efeito negativo sobre o comércio dos países membros, isto é, os membros do bloco comercializavam 7,65 vezes menos entre si do que com os países fora do bloco. E Schuch, Uhr e Uhr (2016), que utilizaram um painel com fluxos unidirecionais de 230 países para os anos 1989-2012, estimaram que o MERCOSUL teve efeito negativo e significativo sobre as exportações -26,32% e sobre o fluxo total de comércio de -25,65% e não teve efeito significativo sobre as importações.

Observa-se que todos os trabalhos acima considerados apresentaram variação nos resultados encontrados, o que pode ser explicado pelas diferenças metodológicas adotadas pelos seus autores. Três problemas precisam ser considerados: a) os dados para os fluxos comerciais devem considerar todos os países na amostra para exportação e importação. O total de observações é $n\ (n\text{-}1)$, incluindo uma variável *dummy* para cada país importador e exportador variando no tempo. b) Se os termos de resistência multilateral forem independentes dos custos de transação bilaterais, as estimações do modelo por efeitos aleatórios podem ser consistentes e eficientes. Contudo, o modelo teórico subjacente à equação empírica sugere que os termos de resistência dependem dos custos de transação bilaterais, o que impõe estimar as equações gravitacionais com efeitos fixos que controlam para os termos de resistência multilateral. Parâmetros, assim, podem ser estimados consistentemente para $n \rightarrow \infty$. c) Por fim, mesmo controlando para os termos de resistência multilateral, Santos Silva e Tenreyro (2006) argumentam que a transformação log-linear utilizada para estimar o modelo por MQO possui viés e é inconsistente na presença de heterocedasticidade. Os erros heterocedásticos transformados geralmente estão correlacionados com as outras variáveis do modelo, portanto, a estimação por MQO é inadequada (ANDERSON; LARCH; YOTOV, 2016; EGGER *et al.*, 2011; FALLY, 2015; SANTOS SILVA; TENREYRO, 2006).

Cordeiro (2016) avançou explicitamente para corrigir as dificuldades de estimação do modelo gravitacional, no entanto, um problema na construção dos termos de resistência multilateral ainda se faz presente. Em painel, esses termos devem ser construídos para importador-ano e exportador-ano. Utilizar *dummies* para exportador, importador e ano sem considerar as interações entre eles não controla adequadamente para os termos de resistência multilateral (BALTAGI; EGGER; ERHARDT, 2017; YOTOV *et al.*, 2016).

Utilizando-se de um painel com 146 países entre 1980-2014, Cordeiro estimou um aumento de comércio intrabloco de 106%. O autor também encontrou um crescimento das importações dos membros do bloco de país fora do bloco de 41,91% e um efeito de desvio de exportações de -13,41%. O autor também estimou

cinco equações utilizando dados dos setores agrícola e manufatureiro como variável dependente. Considerando, mais uma vez, somente o modelo estimado em PPML e *dummies* para os anos da amostra e efeitos fixos para os pares de países, o autor encontrou evidência de aumento de comércio intrabloco de 61,28%, de crescimento das importações de país fora do bloco de 25,48% e um efeito de desvio de exportações não significativo para o setor agrícola. Também encontrou evidência de aumento de comércio intrabloco de 130,94%, de crescimento das importações de país fora do bloco de 72,80% e um efeito de desvio de exportações de -30,09% para o setor manufatureiro.

Silva e Moreira (2018) analisam os fluxos bilaterais totais, dos setores manufaturados e agrícolas, seguindo a classificação das Nações Unidas (*International Standard Industrial Classification* – ISIC Rev. 3), para 48 países (cerca de 80% do total do fluxo comercial brasileiro) entre 1995-2015. Os autores utilizaram as recomendações de melhores técnicas de estimação propostas em Yotov *et al.* (2016). Contudo, apesar de Silva e Moreira (2018) afirmarem que as equações passaram no Teste Reset sugerido por Santos Silva e Tenreyro (2006), os p-valores apresentados estão próximos de zero, o que, na verdade, indica que a hipótese nula do teste foi rejeitada e, portanto, os modelos estão especificados incorretamente (RAMSEY, 1969).

Os resultados encontrados no trabalho de Silva e Moreira (2018) são divergentes dos resultados estimados por Cordeiro (2016), que adotou uma especificação bastante próxima. Para o fluxo total, os autores estimaram um aumento de comércio intrabloco de 249,73%, o crescimento das importações de fora do bloco foi de 59,84% e um efeito de desvio de exportações de -42,30%. Para o setor agrícola, estimaram um aumento de comércio intrabloco de 135,13%, o crescimento das importações de fora do bloco foi de 49,18% e o efeito de desvio de exportações foi de -60,74% Já para o setor manufatureiro, estimaram um aumento de comércio intrabloco de 301,89%, o crescimento das importações de fora do bloco e o efeito de desvio de exportações foram não significativos.

Outra vertente relevante de avaliação sobre os efeitos dos blocos comerciais está na sua dinâmica temporal. A questão subjacente é identificar se os efeitos de

um bloco são estáticos ou dinâmicos ao longo do tempo. E se eles são dinâmicos, a tendência seria de aumento em razão do aprimoramento institucional ou de redução dado que as mudanças mais importantes para a integração ocorreriam nos anos logo após a sua formação (GRÄF; AZEVEDO, 2013; LIMÃO, 2016).

Nessa vertente de análise, Reis, Azevedo e Lélis (2014) construíram um conjunto de *dummies* para cada ano do acordo com o intuito de captar a dinâmica do MERCOSUL. Os resultados mostraram que para os 19 anos analisados, o MERCOSUL teve impacto positivo na criação de comércio intrabloco em apenas 6. E que esses efeitos começaram a ser observados somente após 1996-1997, quando a área de livre comércio já estava estabelecida para a maioria dos produtos. Entre 1998-2002, o comércio intrabloco passou por um período de turbulência causados pela crise argentina e pelos ataques especulativos ao real. O MERCOSUL voltou a apresentar impacto sobre o comércio intrabloco, a partir de 2002 até 2005.

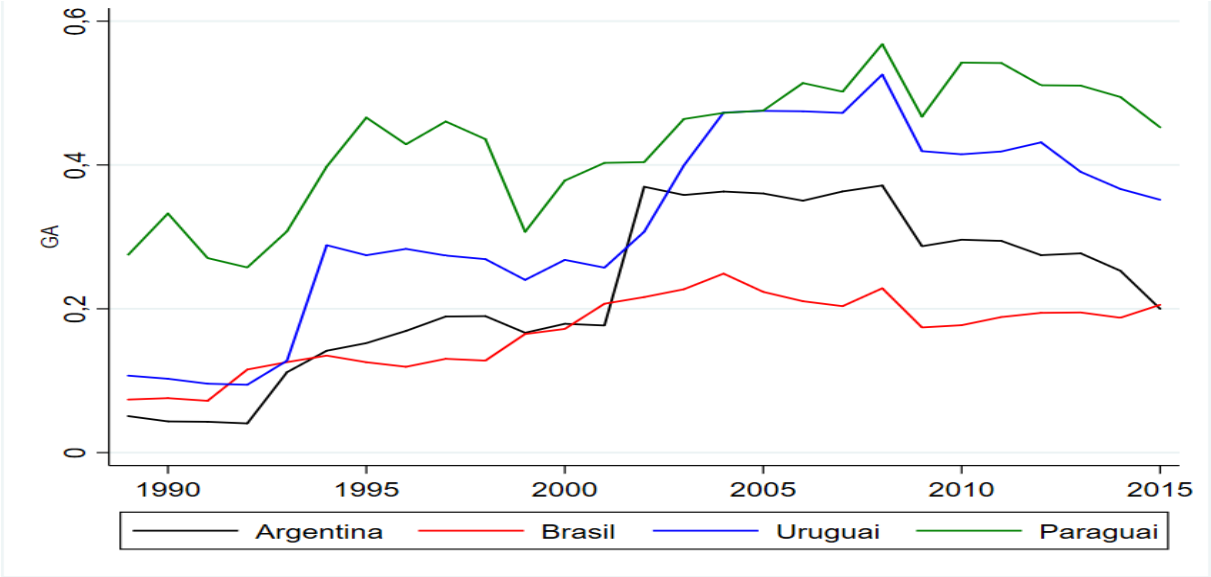
Cordeiro (2016) também tentou identificar os efeitos dinâmicos do bloco. O autor, que estimou dois modelos com OLS, mensurou que, a partir dos anos 2000, a criação de comércio caiu sistematicamente. Segundo o autor, a explicação para esse resultado seria a imposição de novas barreiras comerciais pela Argentina na segunda metade da década de 2000. As estimações apresentadas no apêndice do trabalho desse autor, no entanto, indicaram que os efeitos do MERCOSUL foram significativos apenas para 8 anos no modelo 1 (utilizando efeitos fixos para pares e *dummies* para os anos) e 13 anos no modelo 2 (*dummies* para importador, exportador e ano) para os 24 anos da amostra.

É importante ressaltar que os trabalhos anteriores concentraram as análises nos fluxos comerciais totais e nos setores agrícola e de manufaturas. Este trabalho, buscando expandir a análise desagregada dos fluxos comerciais, adotou uma classificação em quatro setores: matérias primas e bens naturais, bens de consumo, bens intermediários e bens de capital. Outra diferença, não menos importante, foi a utilização, na medida das limitações impostas pela base de dados, dos desenvolvimentos teóricos e metodológicos recentes do modelo gravitacional para obter estimativas estatisticamente significativas e consistentes dos impactos do MERCOSUL na criação de comércio intrabloco.

3 OS EFEITOS DOS BLOCOS ECONÔMICOS SOBRE O COMÉRCIO: O CASO DO MERCOSUL

O MERCOSUL é um bloco formado por países geograficamente vizinhos, mas diferentes economicamente, o que afetou o padrão de inserção no mercado mundial e as relações intrabloco. Na **Erro! Fonte de referência não encontrada.**, o grau de abertura da economia, calculado com base na corrente de comércio e o PIB, mostra que o Paraguai é o país com maior abertura comercial na região em razão do tamanho da sua economia doméstica. O Uruguai, após 1994, e a Argentina, a partir de 2002, ensaiaram um movimento mais intenso de integração ao mercado internacional, no entanto, a Argentina voltou a se fechar com a crise de 2008 e reduziu seu grau de abertura para menos de 20% em 2015.

Figura 1 – Grau de Abertura dos países membros do MERCOSUL entre 1988-2015

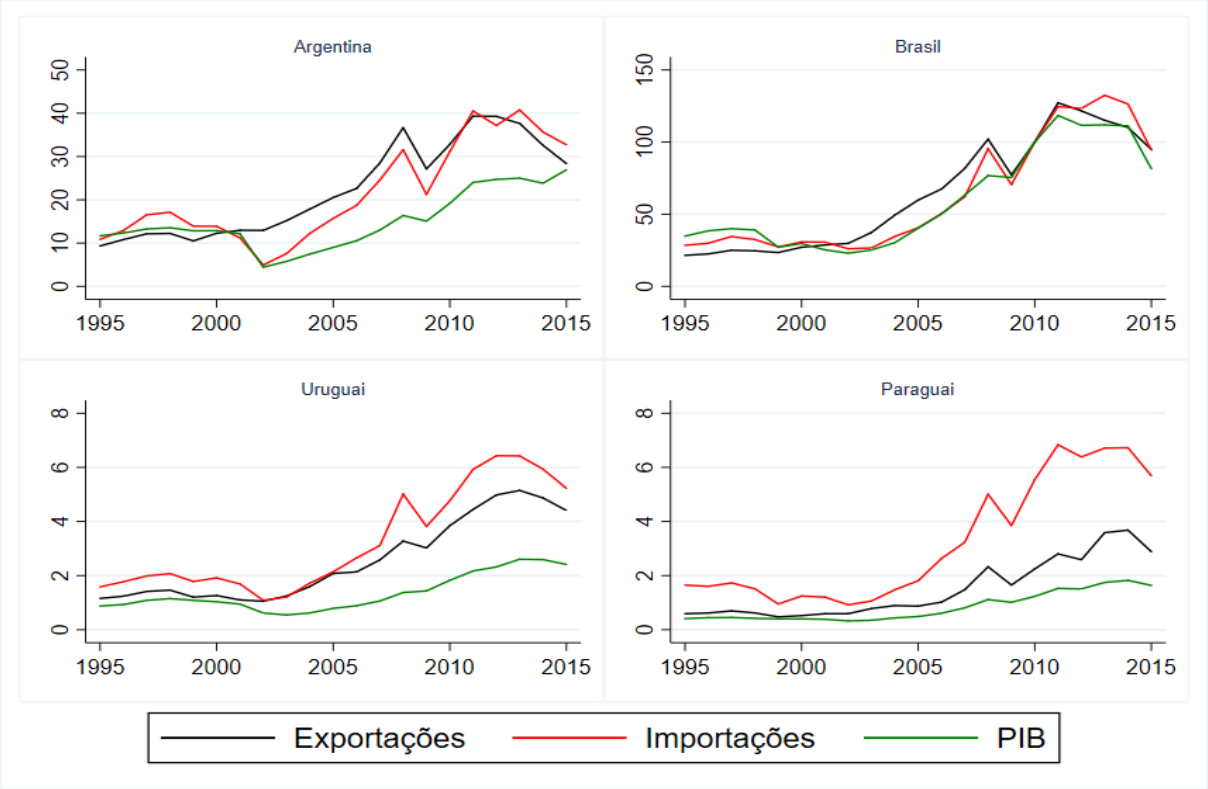


Mesmo após a abertura, Brasil e Argentina ainda permaneceram pouco integrados ao comércio mundial se comparados aos seus principais parceiros comerciais. Entre 1991-2011, o grau médio de abertura no mundo aumentou de 66% para 91%, e na América Latina aumentou de 60% para 74%, destacando-se a abertura chilena, que passou de 32% para 41%, e a colombiana de 35% para 39%. Já a abertura média do BRICS+ (China, Índia, Rússia, África do Sul, Indonésia, México e Turquia) cresceu de 33% para 57% , sendo que a Índia aumentou o seu

grau de abertura de 17% para 54%, a Rússia de 26% para 52% e a China de 32% para 59% no período de 1991-2011 (FGV, 2013).

Na Figura 2, estão os valores para o PIB, importações e exportações de Argentina, Paraguai e Uruguai em comparação com os valores para o Brasil.

Figura 2 – Importações, exportações e PIB dos países membros do MERCOSUL entre 1995-2015 (Brasil 2010 = 100)

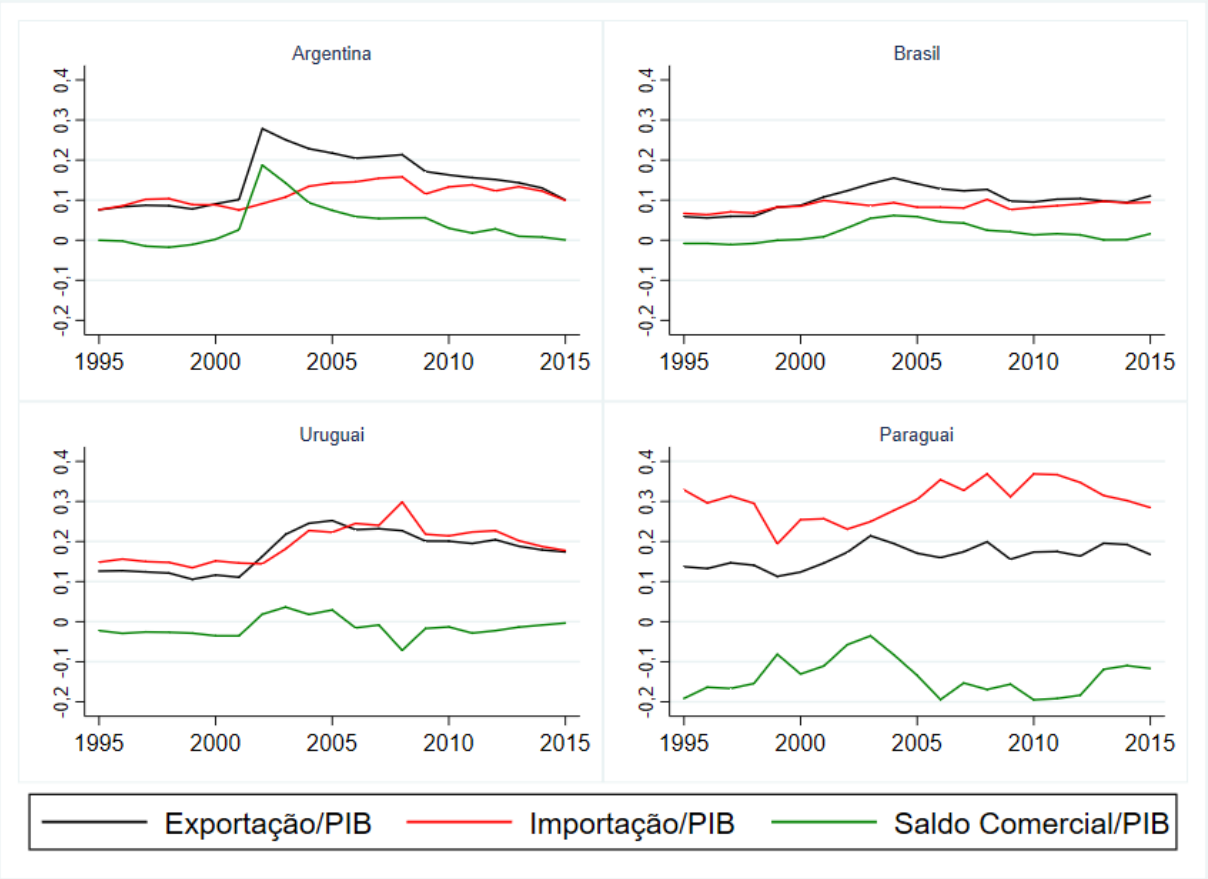


Fonte - Resultados da pesquisa, dados do World Bank (2020a) e World Bank (2020b). As informações para o Brasil em 2010 são a base de referência. Os valores para Argentina, Uruguai e Paraguai foram normalizados pelo valor do Brasil em 2010.

Observa-se que o PIB do Uruguai e do Paraguai representou apenas cerca 2% do PIB brasileiro. As importações desses países, a partir de 2010, aproximaram-se de cerca de 6% do valor das brasileiras, enquanto as exportações do Uruguai alcançaram mais de 4% das brasileiras em 2015. O PIB, importação e exportação da Argentina foram de aproximadamente 30% dos valores brasileiros em 2015. O Brasil é o maior e mais importante país do bloco, e Uruguai e Paraguai possuem importância apenas marginal.

A Figura 3 apresenta o peso dos fluxos comerciais e o saldo da conta corrente de cada país sobre o seu respectivo PIB, tomando como o ano base 2010.

Figura 3 – Participação das exportações, importações e saldo comercial no PIB (2010=100)



Fonte - Resultados da pesquisa, dados do World Bank (2020a) e World Bank (2020b).

A participação dos fluxos comerciais nas economias de Paraguai e Uruguai são maiores do que na brasileira e na argentina. Nota-se, que para o Brasil, a marca de 10% de participação das exportações sobre o PIB somente foi superada em 2004-2010. Já para as importações, essa marca nunca foi alcançada. Uma possível explicação seria que o tamanho do mercado interno brasileiro desviaria o comércio para dentro em comparação com os outros três países. O Paraguai apresenta uma balança comercial deficitária em todo o período, uma vez que depende fortemente das importações. Argentina e Brasil, ao contrário, possuem balanças comerciais superavitárias em todo o período a partir de 2000. O Uruguai

apresenta uma balança superavitária no início dos anos 2000 até 2008, mas para o restante do período foi deficitária.

A dinâmica dos impactos do bloco para cada um dos países, contudo, foi muito diferente destacando-se dois períodos. O primeiro, entre 1999-2003, ficou marcado pela crise cambial brasileira entre 1999-2000 e pela crise da dívida na Argentina entre 2001-2002. As importações brasileiras para o bloco somente voltaram ao patamar de 1998 em 2007. As exportações tiveram uma recuperação mais rápida e voltaram ao mesmo patamar de 1998 em 2004. O segundo foi após 2013 com a desaceleração da Argentina e a expansão da participação da China no comércio da América do Sul, que levou a uma redução das importações argentinas do Brasil (LAUTENSCHLAGER, 2017). E a desaceleração do Brasil após 2013, culminando com a crise institucional e econômica em 2015.

Entre 1995-2000, as importações da Argentina especificamente para os outros países do bloco cresceram 58,35% e as exportações cresceram 24,66%, com saldo comercial positivo. Nota-se, no entanto, que a participação das exportações para os membros do grupo reduziu-se, enquanto a dependência das importações aumentou. A tendência de crescimento reverteu-se nos anos de 2001-2002 decorrentes da crise da dívida. Entre 2003-2011, a tendência foi de crescimento novamente com expressivos 352% para as importações e 257,62% para as exportações. O comércio da Argentina com o restante dos países do bloco cresceu, principalmente, entre 1995-2011, mas esse aumento foi maior nas importações, afetando negativamente o saldo comercial intrabloco do país. A Argentina era o único país com um saldo positivo na balança comercial no período inicial do bloco entre 1995-2003, contudo, essa tendência foi revertida e o país apresentou déficits até 2011, entre 2012-2014 a tendência foi revertida novamente, principalmente, pela redução das importações do Brasil. A partir de 2012, a importância do bloco tanto para as importações, quanto para as exportações começou a diminuir em relação ao total do fluxo comercial com outros países.

Os fluxos comerciais com os países do MERCOSUL possuem um peso significativamente menor para o Brasil em comparação com os outros três membros. Inclusive esse peso diminuiu desde a criação do bloco e, em 2015,

representava apenas 7,25% do total importado e 8,60% do total exportado. As importações cresceram 170,42% e as exportações 338,94% entre 1995-2013 para os países do bloco. Contudo, entre 2013-2015, as importações caíram 35,72% decorrentes principalmente da crise econômica nacional. E as exportações caíram 28,62% em razão da desestruturação de importantes empresas brasileiras com a crise, mas, principalmente, pela redução das importações argentinas do Brasil no período. Até 2002, o Brasil apresentava déficits comerciais com o bloco, mas diferente do que aconteceu com a Argentina, o crescimento das exportações do Brasil foi maior do que o crescimento das importações, e os déficits comerciais foram revertidos em 2003. Em 1995, o déficit brasileiro era de US$ 1641,45 milhões; em 2015, o superávit alcançou US$ 4798,50 milhões.

O Paraguai é o país com maior dependência do MERCOSUL. Em 1995, logo após a assinatura do Tratado de Ouro Preto, 36,59% das importações e 54,84% das exportações eram com os países do bloco. Em 2003, esses números eram respectivamente 59,01% e 47,34%. No entanto, a partir desse período, o bloco perdeu importância nos fluxos comerciais do país chegando ao patamar de 36,56% para as importações e 23,24% para as exportações em 2015. Mesmo com essa perda de participação no total, as importações paraguaias dos outros países do bloco cresceram 245,20% e as exportações, 106,91% entre 1995-2015. Por sua vez, a balança comercial do país foi deficitária para todo o período.

O Uruguai apresenta situação semelhante à do Paraguai. As importações do país aumentaram 125,74% e as exportações 32,68% no período. Contudo, a participação do bloco no total importado caiu de 46,08% para 31,50% e a participação das exportações caiu de 53,51% para 18,62% entre 1995-2015. O Uruguai também apresentou déficits sistemáticos na balança comercial. O déficit aumentou 6654% no período (passou de $18.55 milhões em 1995 para $1,252.87 milhões em 2015).

4 METODOLOGIA

Nesta seção, são discutidas as especificações teóricas e empíricas das equações estimadas e os recursos metodológicos utilizados para corrigir os problemas de omissão de variável, heterocedasticidade e a variável dependente com fluxos comerciais zerados.

4.1 Modelo teórico

No modelo gravitacional, considera-se um número finito de países que produzem k produtos. Os consumidores podem substituir variedades de bens produzidos em diferentes países e desejam maximizar a sua utilidade representada por uma função CES sujeita à restrição orçamentária.

O preço de compra no país *j* é uma função do preço de oferta em *i* e da resistência bilateral, $p_{ij} = p_i t_{ij}$, em que p_{ij} é o preço dos bens produzidos em *i* para os consumidores de *j*; p_i é o preço da oferta do bem em *i* sem os custos de transação (*factory gate price*); t_{ij} é o custo de transação para que o bem produzido em *i* possa ser vendido no mercado *j*. Para cada bem despachado de *i* para *j*, os custos de transação incorridos são $t_{ij} - 1$, dos bens do país *i*.

O valor nominal das exportações é a soma dos valores da produção do país de origem e dos custos de transação. A renda total do país *i* é dada pela soma da sua produção nominal vendida em todos os mercados em que participa, $y_i = \sum_j x_{ij}$. O índice de preços na função CES é dado por $P_j = \sum_i \gamma_i p_i t_{ij}$. A estrutura de equilíbrio geral do modelo impõe *market-clearing* ao preço de entrega, e somando para todo *j*, tem-se que $\sum_j x_{ij} = y_i$. A renda mundial consiste no somatório da renda nominal de cada país, $Y = \sum_j y_j$ e a participação do país *j* na renda mundial é definida como $\theta_j = y_j / Y$. Então:

$$x_{ij} = \frac{Y_i E_j}{Y^w} \left(\frac{t_{ij}}{\prod_i P_j} \right)^{1-\sigma} \tag{1}$$

Define-se o denominador como o termo de resistência multilateral externo (*outward*):

$$\prod_i^{1-\sigma} = \sum_j \left(\frac{t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \theta_j \quad (2)$$

E define-se o termo de resistência multilateral interno (*inward*) como:

$$P_j = \sum_i \left(\frac{t_{ij}}{\prod_i} \right)^{1-\sigma} \theta_i \quad (3)$$

O índice de resistência multilateral interno (*inward multilateral resistence)* mensura a incidência média dos efeitos das políticas comerciais e custos de transações domésticos e estrangeiros sobre os consumidores em cada país. E o índice de resistência multilateral externo (*outward multilateral resistence)* mensura esses custos para os produtores.

A fundamentação teórica do modelo permite a construção de equações empíricas, como será mostrado na próxima subseção, para estimar os custos de transação.

4.2 Método empírico

Para atender ao objetivo principal do artigo de analisar os impactos do MERCOSUL, primeiro, foi estimada a equação empírica que considerou na variável dependente os fluxos comerciais dos países membros originais do bloco. Essa equação foi definida como:

$$X_{ij,k,t} = \exp(\pi_{i,k,t} + \chi_{j,k,t} + \beta_1 I_{ij} + \beta_2 V_{ij,t}) \varepsilon_{ij,k,t} \quad (4)$$

em que $X_{ij,k,t}$ são os fluxos comerciais nominais entre os países *i* e *j*. Os dados são unidirecionais, isto é, das exportações de *i* para *j* e de j para *i*. Foram utilizados dados das importações como espelho das exportações, pois apresentam um menor número de erros de medição (BALDWIN; TAGLIONI, 2006). $\pi_{i,k,t}$ consiste no conjunto de *dummies* para exportador-setor-ano (*exporter-product-time fixed effects*), que controlam para os índices de resistência multilateral externo (*outward multilateral resistence*), produção do país e outros potenciais fatores observáveis e

não observáveis específicos do setor, país exportador, ano, que influenciam o comércio bilateral. E $\chi_{j,k,t}$ consiste no conjunto de *dummies* para importador-setor-ano (*importer-product-time fixed effects)*, que controlam para o índice de resistência multilateral interno (*inward multilateral resistence),* gastos do país e quaisquer outras características observáveis ou não observáveis específicas do setor, país importador, ano, que influenciam o comércio bilateral.

I_{ij} é o vetor que representa os determinantes invariantes no tempo dos fluxos comerciais bilaterais (*time-invariant*).

$$I_{ij} = \eta_1 \ln Dist_{ij} + \eta_2 Cont_{ij} + \eta_3 Comling_{ij} + \eta_4 Colonia_{ij} \quad (5)$$

em que $\ln Dist_{ij}$ é o logaritmo natural da distância dos principais centros comerciais do país *i* e *j* ponderados pelo tamanho da população. $Cont_{ij}$ assume o valor um se os países *i* e *j* possuem uma fronteira comum, e 0 caso contrário. $Comling_{ij}$ assume o valor um se os países *i* e *j* compartilham a mesma língua oficial, e 0 caso contrário. $Colonia_{ij}$ assume o valor um se os países mantiveram ou mantém alguma relação colonial, e 0 caso contrário[3].

$V_{ij,t}$, na equação (13), é o vetor que representa os determinantes dos fluxos comerciais que são variantes no tempo (*time-varing*).

$$V_{ij,t} = \kappa_1 WTO_RTA_{ij,t} + \kappa_2 MERCOSUL_Original_{ij,t} \quad (6)$$

Como o objetivo principal do artigo é analisar os impactos do MERCOSUL controlou-se apenas para os acordos regionais, $WTO_RTA_{ij,t}$, que assume o valor um se os países fazem parte de um acordo regional de comercial (*Regional trade agreements*) notificado na Organização Mundial do Comércio; e $MERCOSUL_Original_{ij,t}$, que assume o valor um se os países *i* e *j* faziam parte do MERCOSUL no momento do acordo original.

[3] Coeficientes muito divergentes com relação aos valores encontrados na literatura são indícios de que pode existir algum problema de especificação no modelo.

$$V_{ij,t} = \lambda_1 WTO_RTA_{ij,t} + \lambda_2 SoP01_Original_{ij,t} + \lambda_3 SoP02_Original_{ij,t} + \lambda_4 SoP03_Original_{ij,t} + \lambda_5 SoP04_Original_{ij,t} \quad (7)$$

Na equação anterior, $SoP01_{ij,t}$ assume o valor um para os países que fazem parte do MERCOSUL e para o setor de Bens Naturais e Matérias Primas. $SoP02_{ij,t}$ assume o valor um para os países que fazem parte do MERCOSUL e para o setor de Bens de Consumo. $SoP03_{ij,t}$ assume o valor um para os países que fazem parte do MERCOSUL e para o setor de Bens Intermediários. $SoP04_{ij,t}$ assume o valor um para os países que fazem parte do MERCOSUL e para o setor de Bens de Capital.

Por fim, foram estimadas um conjunto de equações para avaliar a dinâmica do desenvolvimento do bloco no período de 1991-2015.

$$X_{ij,k,t} = \exp(\pi_{j,k,t} + \chi_{i,k,t} + h_1 I_{ij} + h_2 K_{ij,t})\zeta_{ij,k,t} \quad (8)$$

Para dinâmica do bloco:

$$K_{ij,t} = \varphi_1 WTO_RTA_{ij,t} + \varphi_2 MERCOSUL_Original_{ij,t} * year_t \quad (9)$$

E para a dinâmica setorial:

$$K_{ij,t} = \psi_1 WTO_RTA_{ij,t} + \psi_2 SoP01_Original_{ij,t} * year_t + \psi_3 SoP02_Original_{ij,t} * year_t + \psi_4 SoP03_Original_{ij,t} * year_t + \psi_5 SoP04_Original_{ij,t} * year_t \quad (10)$$

Todas as equações foram estimadas, primeiro, considerando os países originais do bloco, em seguida, a Venezuela foi incluída, em 2012 e 2015, como parte do bloco.

4.3 Estratégias de estimação

Para estimar consistentemente a equação gravitacional, utiliza-se a) o estimador *Poisson-Pseudo-Maximum Likelihood* (PPML)[4]; b) dados para os setores de matérias-primas e bens naturais, bens de consumo, bens intermediários e bens de capital; c) *dummies* que controlam para importador-setor-ano e exportador-

[4] Embora as estimações com o método PPML foram introduzidas por Santos Silva e Tenreyro (2006) e estão consolidados na literatura, muitos trabalhos ainda utilizam OLS mesmo com dados com heterocedasticidade e com zeros na variável dependente.

setor-ano; d) e clusters multidimensionais para controlar os erros padrão[5] (YOTOV *et al.*, 2016).

Assim, foi construído um painel com os 73 parceiros com maior valor para os fluxos comerciais com os países do MERCOSUL no período de 1988-2015 (ver **Erro! Fonte de referência não encontrada.** no anexo). A amostra representa cerca de 95% do comércio total dos países do bloco.

Foram utilizados intervalos de três anos (1988-1991-1994-1997-2000-2003-2006-2009-2012-2015). Os impactos das mudanças nos custos de transação sobre os fluxos comerciais não são imediatos e levam algum tempo para serem captadas pelos dados. Yotov *et al.* (2016) argumentam que intervalos de 3, 4 e 5 anos apresentam resultados semelhantes para as estimações das variáveis estruturais.

Também foram incluídas *dummies* para exportador-setor-ano (*exporter-product-time fixed effects*) e importador-setor-ano (*importer-product-time fixed effects), que* corrigem para o problema da omissão de variável para os termos de resistência multilateral do modelo teórico. Os termos são correlacionados com os custos de transação e a sua omissão causa viés em todos os determinantes incluído as *dummies* para os acordos comerciais (BALDWIN; TAGLIONI, 2006). Essas *dummies* absorvem todos os fatores observados ou não que são específicos para o país e para o setor no ano.

A equação gravitacional microfundamentada no modelo Armington-CES possui a propriedade da "separabilidade" (*separable*), isto é, o nível de produção, os custos de transação e os gastos setoriais são separáveis dos níveis de produção, dos custos de transação e dos gastos totais. Assim, os efeitos das políticas comerciais e os termos de resistência multilateral podem ser especificados por setor ou, até mesmo, por produto. As consequências empíricas da separabilidade são de que a equação pode ser estimada a) utilizando dados de cada setor agregado ou b) com

[5] Uma série de trabalhos sobre a consistência teórica e econométrica para estimar o modelo tem sido publicada nos últimos anos. No nível inicial ver: Shepherd (2016). No nível intermediário: *Baldwin e Taglioni (2006), Yotov et al.*, 2016. No nível avançado: Santos Silva e Tenreyro (2006), Head e Mayer (2014); Egger e Tarlea (2015); Fally (2015); Anderson, Larch e Yotov (2016) e Baltagi, Egger e Erhardt (2017).

dados empilhados de vários setores (YOTOV *et al.*, 2016). A pesquisa foi realizada utilizando-se da segunda estratégia, que permite captar os efeitos intersetoriais.

Dois problemas recorrentes para estimar o modelo gravitacional são: a) a presença de uma elevada quantidade de fluxos comerciais com valor zero[6] e b) a heterocedasticidade. A solução estandarte para ambos os problemas seria utilizar o estimador PPML. O método é robusto para diferentes tipos de heterocedasticidade e não exclui os zeros na estimação. Diversos trabalhos apresentaram simulações de Monte Carlo que verificaram que a performance do PPML é consistente na presença de uma grande quantidade de zeros e com diferentes tipos de heterocedasticidade (HEAD e MAYER, 2014; SANTOS SILVA e TENREYRO, 2006).

O PPML também é atrativo, porque a única condição para garantir a sua consistência é de que a média condicional seja especificada corretamente $[E(y_i / x) = \exp(x_i\beta)]$. Mesmo se a média e a variância condicional não forem proporcionais ou que os dados não tenham distribuição de *Poisson* ou que a variável dependente não seja contável, o método ainda será consistente (SANTOS SILVA; TENREYRO, 2006). Falley (2015) argumenta que a única suposição necessária do modelo é que a média condicional dos fluxos de comércio seja positiva.

Como o modelo é indexado em diferentes dimensões (i, j, k, t), seria razoável assumir que os erros exibem forma estrutural multidimensional. Assim, foram utilizados clusters multidimensionais (*multi-way clustering estimation*) para controlar os erros padrão (CAMERON; GELBACH; MILLER, 2011; EGGER; TARLEA, 2015).

[6] Uma das primeiras tabulações encontrou cerca de 27% de presença de zeros utilizando uma base de quatro dígitos (HAVEMAN; HUMMELS, 2004). SANTOS SILVA; TENREYRO, 2006; HELPMAN; MELITZ; RUBINSTEIN, 2008; HEAD; MAYER, 2014 reportam que cerca de metade dos pares de países possuem comércio unidirecional ou não possuem comércio. Essa quantidade pode aumentar significativamente quando são utilizados dados desagregados no nível setorial ou de produto. A base construída para essa pesquisa possui cerca de 36% de fluxos zerados.

4.4 Fontes dos dados

Os dados do produto interno bruto (PIB) são do *World Bank Open Data* (WORD BANK, 2020b), os dados das exportações e importações de bens (exclusive serviços) são do *United Nations Commodity Trade Statistics Database* (COMTRADE) e extraídos do *Word Integrated Trade System* (WITS) (WORLD BANK, 2020a). Os dados referentes às variáveis físicas são do *Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales* (CEPII) (HEAD; MAYER, 2014). Dados sobre acordos regionais específicos foram extraídos da base *Mario Larch's Regional Trade Agreements* (EGGER; LARCH, 2008).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, primeiro, são apresentados os resultados dos modelos gravitacionais estáticos, que não consideram as mudanças ao longo do tempo e, em seguida, são apresentados os modelos dinâmicos.

5.1 Criação de comércio e efeitos estáticos

A Tabela 1 apresenta os resultados dos modelos gravitacionais utilizados para investigar os efeitos do MERCOSUL sobre os fluxos comerciais setoriais da Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai e Venezuela. Todas as estimações foram realizadas incluído *dummies*, com o método PPML e passaram no Teste Reset.

Tabela 1 – Resultados das estimações do modelo gravitacional tradicional

	Original (1)	Novo (2)	Original (3)	Novo (4)
ln_distw	-0,7536**	-0,7535**	-0,7534**	-0,7534**
	(0,0539)	(0,0539)	(0,0539)	(0,0558)
contig	0,3227**	0,3225**	0,3224**	0,3224**
	(0,0763)	(0,0762)	(0,0762)	(0,0801)
comlang_off	0,1198	0,1194	0,1196	0,1191
	(0,0786)	(0,0787)	(0,0785)	(0,0798)
colony	0,0903	0,0908	0,0902	0,0907
	(0,1243)	(0,1244)	(0,1243)	(0,1251)
fta_wto	0,3921**	0,3933**	0,3922**	0,3932**
	(0,0694)	(0,0691)	(0,0693)	(0,0707)
MERCOSUL	1,1004**	1,0462**		
	(0,1566)	(0,1751)		
SoP_01			0,6307**	0,4665**
			(0,2104)	(0,1764)
SoP_02			0,2975	0,2976
			(0,2716)	(0,2665)
SoP_03			1,8868**	1,7884**
			(0,1481)	(0,1594)
SoP_04			1,7855**	1,7830**
			(0,1662)	(0,1657)
r2	0,8974	0,8974	0,8977	0,8977
N	150744	150744	150744	150744
Reset p-valor	0,7160	0,7300	0,7273	0,7363

Fonte: Resultados da pesquisa. Significância: +p<0,10, *p<0,05, **p<0,01. Erros Padrão robustos entre parênteses. Multi-way clustered SEs para importador, exportador, ano. Todas as equações foram estimadas com *dummies* para importador-ano e exportador-ano e com o método PPML. Os resultados das *dummies* para importador-ano e exportador-ano foram omitidas. Original: a variável MERCOSUL inclui Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. Novo: a variável MERCOSUL inclui Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai e Venezuela.

Nas estimações 1 a 4, a variável dependente consiste nos fluxos comerciais de cada setor SoP_01 (matérias primas e bens naturais), SoP_02 (bens de consumo), SoP_03 (bens intermediários) e SoP_04 (bens de capital) empilhados. Foram utilizadas *dummies* para importador-setor-ano e exportador-setor-ano. A equação 1 foi estimada com *dummy* para MERCOSUL que assume o valor 1 para os países membros originais e 0 caso contrário. A equação 2 foi estimada com *dummy* para MERCOSUL que assume o valor 1 para os países membros originais e a Venezuela após 2012 e zero caso contrário. Nas equações 2 e 3, as *dummies* para o MERCOSUL foram iteradas com *dummies* para cada setor.

Em relação às estimações 1-4, o coeficiente das variáveis para distância foi significativo estatisticamente ao nível de 1% de significância. As estimativas para distância ficaram entre [-0,7536 e -0,7534] e são consistentes, estatisticamente,

com as estimativas típicas para o modelo gravitacional encontradas na literatura. Krugman, Obstfeld e Melitz (2015) relatam que, em média, a elasticidades para a distância fica entre [-1; -0,7], e Wu (2015), ao revisar a literatura, encontrou valores, em média, de [-1,3; -0,8].

A distância é um *proxy* para custos de transportes, *ceteris paribus*, quanto mais distante for o local de entrega, o tempo de entrega, os custos incorridos no deslocamento e o frete tendem a ficar mais caros. A distância também dificulta o contato entre vendedores e compradores. No processo de compra e venda, o contato direto entre as equipes de venda e os compradores potências são, muitas vezes, determinantes para o negócio ser concretizado (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2015).

As estimativas calculadas para os coeficientes da variável contiguidade ficaram entre [0.3227; 0.3224] e foram significativos estatisticamente ao nível de 1% de significância. Esses valores também estão próximo do relatado na literatura internacional. A variável contiguidade é uma proxy para custos de transporte e similaridade cultural. Espera-se que países com fronteiras comuns tenham um sistema de transporte mais integrado e que também sejam mais próximos culturalmente (REIS; AZEVEDO; LÉLIS, 2014).

Os resultados encontrados para a variável laços colônias e língua comum foram não significativos estatisticamente. Os resultados apresentados na literatura internacional para laços coloniais são divergentes, mas, geralmente, não significativos. Somente um dos trabalhos revisados nessa pesquisa que analisou especificamente o MERCOSUL utilizou uma variável para relações coloniais e o resultado também foi não significativo (SILVA; MOREIRA, 2018). Já em relação ao coeficiente da variável língua comum, as estimativas na literatura internacional tendem a ser positivos e significativos. Nos trabalhos que analisaram o MERCOSUL, das três estimativas reportadas, duas apresentaram valores não significativos estatisticamente (PRATES; PEREIRA, 2015; SCHUCH; UHR; UHR, 2016) e apenas uma foi significativa a 10% de significância (SILVA; MOREIRA, 2018).

As variáveis língua comum e colônia são *proxies* para a proximidade cultural e histórica entre os países. A língua comum facilitaria a comunicação entre vendedores e compradores e diminuiria os custos da burocracia envolvida nas transações internacionais como, por exemplo, a tradução de documentos. Mesmo após a independência, ex-colônias podem compartilhar costumes, preferências, linguagem oficial e não-oficial, instituições e uma série de outras características que afetariam positivamente o comércio (HEAD; MAYER; RIES, 2011).

As estimativas calculadas para os coeficientes da variável para acordo regional de comércio (*fta_wto*) ficaram entre [0,3921; 0,3933] e foram significativos estatisticamente ao nível de 1% de significância. Esses valores também estão próximo dos valores reportados na literatura internacional. Yotov *et al.* (2016) estimam esses valores em [0,191] e Head e Meyer (2014) encontram uma estimativa média de [0,28] com mediana de [0,36]. Cipollina e Salvatici (2010) realizaram uma meta-análise em 85 artigos com cerca de 1827 estimações para acordos bilaterais regionais e encontraram a média de [0,59], a mediana de [0,38] com a maioria dos coeficientes agrupados entre 0 e 1 (apenas 312 estimativas relatavam efeitos negativos), mas com uma variação entre [-9,01; 15,41].

A estimativa calculada para o coeficiente da variável MERCOSUL considerando apenas os países originais do bloco foi de [1,1004] e para o MERCOSUL incluindo a Venezuela, que entrou no bloco em 2012, foi de [1,0462] e foram significativos estatisticamente ao nível de 1% de significância. Os resultados são indícios de que o MERCOSUL foi importante para o comércio entre países membros.

Espera-se que os acordos regionais aumentem o comércio entre os seus signatários ao reduzir os custos de transações envolvidas nas trocas substituindo a produção doméstica menos eficiente por importações mais baratas (criação de comércio) e aumentando as exportações de produtos em que os países são mais competitivos (CIPOLLINA; SALVATICI, 2010).

As equações 3 e 4 foram estimadas com *dummies* de interação MERCOSUL e cada um dos setores de análise. O objetivo dessas *dummies* foi identificar os

efeitos de criação de comércio do MERCOSUL especificamente em cada um dos grandes setores considerando os seus possíveis efeitos intersetoriais.

Os valores para os coeficientes das variáveis gravitacionais tradicionais não variaram significativamente com relação aos valores estimados para os modelos 1 e 2. Os coeficientes para os setores SoP_01 (matérias primas e bens naturais), SoP_03 (bens intermediários) e SoP_04 (bens de capital) foram significativos estatisticamente a 1% de significância. O coeficiente para o setor SoP_02 (bens de consumo), no entanto, não foi significativo.

Os resultados encontrados neste trabalho são evidências que sugerem que o MERCOSUL teve impacto na criação de comércio entre os países membros. Com a inclusão da Venezuela, esses efeitos foram relativamente menores, mas, ainda assim, significativos estatisticamente. As evidências também sugerem que os setores de bens intermediários e bens de capital foram os que receberam os maiores impactos positivos com valores bem acima da média dos benefícios totais criados pelo bloco. Somente para o setor de bens de consumo, os resultados indicam que o MERCOSUL não teve impacto significativo na criação de comércio.

5.2 Criação de comércio e efeitos dinâmicos

A Tabela 2 apresenta os resultados dos modelos gravitacionais utilizados para investigar os efeitos do MERCOSUL sobre os países da formação original do bloco, considerando os fluxos comerciais setoriais ao longo do tempo.

Tabela 2 – Resultados das estimações do modelo gravitacional tradicional para a dinâmica da criação de comércio ao longo do tempo no MERCOSUL com os membros originais

	Original				
	(5)		(6)		
	Total	SoP_1	SoP_2	SoP_3	SoP_4
ln_distw	-0,7535**		-0,7535**		
	(0,0547)		(0,0585)		
contig	0,3226**		0,3228**		
	(0,0803)		(0,0902)		
comlang_off	0,1196		0,1189		
	(0,0808)		(0,0854)		
colony	0,0904		0,0906		
	(0,1290)		(0,1358)		

fta_wto	0,3925**		0,3934**		
	(0,0706)		(0,0755)		
1991	1,2682**	0,9997**	0,8868**	1,9632**	2,2483**
	(0,0867)	(0,1680)	(0,1135)	(0,2486)	(0,1521)
1994	1,2752**	1,2134**	0,7554**	1,4105**	1,9109**
	(0,1298)	(0,1365)	(0,1182)	(0,2530)	(0,2722)
1997	1,5023**	1,5312**	0,5899**	2,1061**	2,0942**
	(0,1240)	(0,1925)	(0,1646)	(0,2937)	(0,2709)
2000	1,5365**	1,6592**	0,7822**	1,9843**	1,9666**
	(0,1148)	(0,2698)	(0,1654)	(0,1654)	(0,2560)
2003	1,2155**	0,7703**	0,5834*	2,1258**	1,9251**
	(0,1987)	(0,2244)	(0,2754)	(0,1502)	(0,1579)
2006	1,2267**	0,4675*	0,6167*	2,0396**	1,6893**
	(0,2136)	(0,2129)	(0,3113)	(0,1349)	(0,1774)
2009	1,0877**	0,3812+	0,2277	2,0176**	1,7906**
	(0,2127)	(0,2036)	(0,3572)	(0,1449)	(0,1667)
2012	0,9191**	0,2338	0,0429	1,7472**	1,6966**
	(0,2045)	(0,2214)	(0,3556)	(0,1566)	(0,1697)
2015	0,7861**	0,0251	-0,1235	1,7706**	1,6493**
	(0,2113)	(0,1970)	(0,3316)	(0,1441)	(0,1866)
r2	0,8974		0,8976		
N	150744		150744		
Reset p-valor	0,7104		0,7274		

Fonte: Resultados da pesquisa. Significância: +p<0,10, *p<0,05, **p<0,01. Erros Padrão robustos entre parênteses. Multi-way clustered SEs para importador, exportador, ano. Todas as equações foram estimadas com *dummies* para importador-setor-ano e exportador-setor-ano e com o método PPML. Os resultados das *dummies* para importador-setor-ano e exportador-setor-ano foram omitidas. Original: a variável MERCOSUL inclui Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. A equação em (6) foi estimada com *dummies* para os quatro setores e todos os anos conjuntamente.

As estimativas para os coeficientes das variáveis para distância, contiguidade e efeitos dos acordos regionais de comércio foram significativos estatisticamente ao nível de 1% de significância. Já os coeficientes das variáveis para língua comum e laços coloniais não foram significativos estatisticamente. As estimações pontuais e as estimativas intervalares apresentaram seus limites inferiores e superiores muito próximos dos valores estimados nas equações 1-4, como seria esperado. Esses resultados sugerem que os coeficientes dos modelos são estáveis.

Os resultados da pesquisa, diferentemente dos resultados dos trabalhos de Reis, Azevedo e Lélis (2014) e Cordeiro (2016), encontraram que os coeficientes foram positivos e significativos estatisticamente a 1% de nível de significância para todos os anos na amostra. Na média, o MERCOSUL teve efeitos de criação de

comércio para todos os anos analisados, no entanto, a intensidade desses efeitos mudou ao longo do tempo.

Os impactos do MERCOSUL apresentaram tendência ascendente da sua implementação em 1991 até 2000. Nesse intervalo de tempo, Brasil e Argentina passavam por um período de estabilidade macroeconômica com crescimento do PIB e confiança na economia. Semelhante aos resultados encontrados nos trabalhados de Cordeiro (2016) e Reis, Azevedo e Lélis (2014), as estimativas mostram que a partir de 2003, com as crises cambial brasileira e da dívida argentina, e, posteriormente, com as políticas comerciais da Argentina criando barreiras comerciais intrabloco, e o Brasil intensificando o comércio com a China e o BRICS, os impactos do MERCOSUL, embora ainda positivos e significativos, reduziram-se de forma paulatina.

Para o setor SoP_01 (matérias primas e bens naturais), o MERCOSUL teve um impacto significativo na criação de comércio entre 1991 a 2009, ressalta-se, no entanto, que esse impacto cresceu até 2000 e reduziu-se abruptamente a partir de 2003. Os efeitos do bloco para os anos de 2012 e 2015 foram não significativos.

Para o setor SoP_02 (bens de consumo), as estimativas anteriores discutidas nesse trabalho foram não significativas (Tabela 1), mas ao analisar por períodos, os efeitos são positivos e significativos sobre o setor até 2006. Os efeitos do bloco, no entanto, foram relativamente menores do que para os setores SoP_03 e SoP_04. A partir de 2009, os efeitos do bloco foram não significativos. Mesmo com um menor efeito positivo e significativo nos primeiros quinze anos de formação do bloco, na média para todo o período, os efeitos para o setor foram não significativos.

Para os setores SoP_03 (bens intermediários) e SoP_04 (bens de capital), os impactos foram significativos para todos os anos da amostra. Além disso, a redução da importância do bloco para esses setores foi menor ao longo do tempo.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos quatro modelos gravitacionais utilizados para investigar os efeitos do MERCOSUL com os países da formação original e a Venezuela, sobre os fluxos comerciais setoriais ao longo do tempo.

Tabela 3 – Resultados das estimações do modelo gravitacional tradicional para a dinâmica da criação de comércio ao longo do tempo no MERCOSUL com os membros originais e a Venezuela

			Novo		
	(7)			(8)	
	Total	SoP_1	SoP_2	SoP_3	SoP_4
ln_distw	-0,7533**		-0,7532**		
	(0,0539)		(0,0599)		
contig	0,3293**		0,3294**		
	(0,0774)		(0,0788)		
comlang_off	0,1139		0,1138		
	(0,0774)		(0,0811)		
colony	0,0946		0,0945		
	(0,1240)		(0,1242)		
fta_wto	0,4022**		0,4021**		
	(0,0710)		(0,0715)		
2012	0,7754**	-0,0940	0,0437	1,4853**	1,6747**
	(0,1903)	(0,1055)	(0,2592)	(0,1527)	(0,1265)
2015	0,6936**	-0,2587*	-0,1356	1,6419**	1,6286**
	(0,1870)	(0,1081)	(0,2525)	(0,1363)	(0,1472)
r2	0,8969		0,8971		
N	150744		150744		
Reset p-valor	0,6480		0,5700		

Fonte: Resultados da pesquisa. Significância: +p<0,10, *p<0,05, **p<0,01. Erros Padrão robustos entre parênteses. Multi-way clustered SEs para importador, exportador, ano. Todas as equações foram estimadas com *dummies* para importador-setor-ano e exportador-setor-ano e com o método PPML. Os resultados das *dummies* para importador-setor-ano e exportador-setor-ano foram omitidas. Novo: a variável MERCOSUL inclui Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai e Venezuela. A equação em (8) foi estimada com as *dummies* para os quatro setores e todos os anos conjuntamente.

Os resultados encontrados neste trabalho também sugerem que o impacto do MERCOSUL sobre a criação de comércio entre os países membros apresentou variações ao longo do tempo, reduzindo-se com o passar dos anos. Com a inclusão da Venezuela, esses efeitos foram relativamente menores, mas, ainda assim, significativos estatisticamente. Por outro lado, os impactos do bloco foram negativos para o setor de matérias primas e bens naturais em 2015, o que poderia ser contrários ao esperado. Observa-se que a Venezuela é um país em que 60,41% da pauta de exportações concentra-se nesse setor, sendo o seu principal produto o Petróleo. Embora os países do MERCOSUL sejam importadores de Petróleo, possivelmente a média de crescimento do volume de exportações desse produto para os outros países do bloco foi menores do que a média do crescimento do volume das exportações para o resto do mundo.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do trabalho foi investigar, com o uso do modelo gravitacional, os fluxos de comércio e os efeitos dos ARCs e, especificamente, os efeitos do MERCOSUL sobre a criação de comércio dos países membros.

Os resultados das estimações são evidências significativas, estatisticamente, de que o MERCOSUL criou comércio entre os membros do bloco. Os cálculos para o coeficiente da variável que mensura os acordos regionais e da variável que mensura os efeitos do MERCOSUL foram significativos estatisticamente ao nível de 1% de significância. A entrada da Venezuela no bloco em 2012 também teve impactos positivos para o comércio intrabloco, embora com efeitos menores. As evidências também sugerem que os setores de bens intermediários e bens de capital foram os que apresentaram os maiores impactos positivos com valores acima da média dos benefícios totais criados pelo bloco. Somente para o setor de bens de consumo, os resultados indicam que o MERCOSUL não teve impacto significativo estatisticamente na criação de comércio.

A decomposição dos efeitos do MERCOSUL ao longo do tempo mostrou que, na média, o MERCOSUL teve efeitos de criação de comércio para todos os anos analisados, no entanto, esses efeitos foram maiores entre 1991-2000. A partir de 2003, inicia-se uma tendência de redução dos coeficientes anuais, o que é indício de que a importância do MERCOSUL para a criação de comércio diminuiu.

A análise da dinâmica setorial, por sua vez, evidenciou que os impactos do MERCOSUL foram positivos e significativos para todos os quatro setores analisados até 2003. Mas foram não significativos para o setor de matérias primas e bens naturais em 2012 e 2015 e para o setor de bens de consumo após 2006. Mesmo com um menor efeito positivo e significativo nos primeiros quinze anos de formação do bloco, na média para todo o período, os efeitos para o setor de bens de consumo foram não significativos. Para os setores de bens intermediários e de bens de capital, os impactos foram significativos para todos os anos da amostra. Além disso, a redução da importância do bloco para esses setores foi menor ao longo do tempo.

Pelas evidências observadas, políticas que aperfeiçoem e aprofundem a integração regional com os membros atuais do bloco, abrindo a possibilidade para a inclusão de novos membros regionais, podem trazer fôlego e ampliar o comércio brasileiro. Também seria valioso o desenho de políticas comerciais setor-específicas, em particular, para bens de consumo com o objetivo de estimular a criação de comércio nesse setor.

Novas pesquisas ainda são relevantes tanto para confirmar as mensurações apresentadas neste artigo, quanto para ampliar a dimensão da análise proposta, sobretudo, com relação a quantificar os efeitos do MERCOSUL sobre o PIB e o bem estar da população e, não menos importante, avaliar se o bloco teria causado desvio de comércio.

REFERÊNCIAS

ANDERSON, J. E.; LARCH, M.; YOTOV, Y. V. Estimating general equilibrium trade policy effects: GE PPML. *School of Economics.* Philadelphia: LeBow College of Business, Drexel University, 2016. (Working paper series). Disponível em: https://ideas.repec.org/p/ris/drxlwp/2016_006.html. Acesso em: 5 abr. 2019.

BALDWIN, R.; TAGLIONI, D. Gravity for dummies and dummies for gravity equations. *NBER*, p. 1-31, 2006. (Working paper, n. 12516). Disponível em: https://doi.org/10.3386/w12516. Acesso em: 5 abr. 2019.

BALTAGI, B. H.; EGGER, P. H.; ERHARDT, K. The estimation of gravity models in international trade. *In*: MATYAS, L. (Org.). *The econometrics of multi-dimensional panels*: theory and applications. Cham: Springer International Publishing, 2017. (Advanced studies in theoretical and applied econometrics). p. 323-348. Disponível em: https://doi.org/10.1007/978-3-319-60783-2_11. Acesso em:

CAMERON, A. C.; GELBACH, J. B.; MILLER, D. L. Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 29, p. 238-249, 2011. Disponível em: https://doi.org/10.2307/25800796. Acesso em: 23 abr. 2019.

CARDOSO, R. D.; SCHNEIDER, M. B.; BECHLIN, A. R. Desenvolvimento do mercosul: uma avaliação dos fluxos de comércio. *Redes,* v. 21, n. 1, p. 9, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.17058/redes.v21i1.3952. Acesso em: 20 abr. 2019.

CIPOLLINA, M.; SALVATICI, L. Reciprocal trade agreements in gravity models: a meta-analysis. *Review of International Economics,* v. 18, n. 1, p. 63-80, 2010.

Disponível em: https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2009.00877.x. Acesso em: 25 abr. 2019.

CORDEIRO, B. F. *Os impactos do Mercosul sobre o comércio*: uma abordagem gravitacional. 2016. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.11606/D.12.2016.tde-06092016-144804. Acesso em: 8 abr. 2019

EGGER, P. *et al.* The trade effects of endogenous preferential trade agreements. *American Economic Journal:* Economic Policy, [S. l.], v. 3, n. 3, p. 113-143, 2011. Disponível em: https://doi.org/10.1257/pol.3.3.113. Acesso em: 5 abr. 2019.

EGGER, P. H.; LARCH, M. Interdependent preferential trade agreement memberships: an empirical analysis. *Journal of International Economics,* v. 76, n. 2, p. 384-399, 2008. Disponível em: https://econpapers.repec.org/article/eeeinecon/v_3a76_3ay_3a2008_3ai_3a2_3ap_3a384-399.htm. Acesso em: 16 abr. 2019.

EGGER, P. H.; TARLEA, F. Multi-way clustering estimation of standard errors in gravity models. *Economics Letters,* v. 134, p. 144-147, 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2015.06.023. Acesso em: 23 abr. 2019.

FALLY, T. Structural gravity and fixed effects. *Journal of International Economics,* [S. l.], v. 97, n. 1, p. 76-85, 2015. Disponível em: https://doi.org/10.1016/J.JINTECO.2015.05.005. Acesso em: 5 abr. 2019.

FGV. *Conjuntura econômica.* Rio de Janeiro: Centro de Análise da Conjuntura Econômica do Núcleo de Economia da Fundação Getúlio Vargas, 2013. v. 67 Disponível em: http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rce/article/view/21267/20016. Acesso em: 27 abr. 2019.

GRÄF, C.; AZEVEDO, A. F. Z. Comércio bilateral entre os países membros do Mercosul: uma visão do bloco através do modelo gravitacional. *Economia Aplicada,* n. 1, p. 135-158, 2013. Disponível em: http://dx.doi.org/10.1590/S1413-80502013000100007. Acesso em: 17 abr. 2019.

HAVEMAN, J.; HUMMELS, D. Alternative hypotheses and the volume of trade: the gravity equation and the extent of specialization. *Canadian Journal of Economics,* v. 37, n. 1, p. 199-218, 2004. Disponível em: https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2004.011_1.x. Acesso em: 25 abr. 2019.

HEAD, K.; MAYER, T. Gravity equations: workhorse, toolkit, and cookbook. *In*: GOPINATH, G.; HELPMAN, E.; ROGOFF, K. (Org.). *Handbook of International Economics.* North Holland: Elsevier, 2014. p. 131-195. Disponível em: https://doi.org/10.1016/B978-0-444-54314-1.00003-3. Acesso em: 13 jun. 2020.

HEAD, K.; MAYER, T.; RIES, J. The erosion of colonial trade linkages after independence. *Journal of International Economics,* v. 81, n. 1, p. 1-14, 2011. Disponível em: https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.01.002. Acesso em: 25 abr. 2019.

HELPMAN, E.; MELITZ, M.; RUBINSTEIN, Y. Estimating trade flows: trading partners and trading volume. *Quarterly Journal of Economics,* v. 123, n. 2, p. 441-487, 2008. Disponível em: https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.2.441. Acesso em: 13 abr. 2019.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. *Economia internacional:* teoria e política. 10. ed. [S. l.]: Pearson Prentice Hall, 2015.

LAUTENSCHLAGER, A. As exportações mundiais de bens de capital no contexto da crise financeira internacional. *BNDES Setorial,* v. 45, p. 1989-2225, 2017. Disponível em: https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/11755. Acesso em 13 abr. 2019 :

LIMÃO, N. *Preferential trade agreements.* National Bureau of Economic Research, 2016. (Working paper series). Disponível em: https://doi.org/10.3386/w22138. Acesso em: 13 jun. 2020.

PRATES, R. C.; PEREIRA, H. P. Análise dos fatores determinantes do comércio internacional brasileiro: uma análise do modelo gravitacional. *Reflexões Econômicas,* v. 1, n. 1, p. 105-129, 2015. Disponível em: http://periodicos.uesc.br/index.php/reflexoeseconomicas/article/view/825. Acesso em: 4 ago. 2019.

RAMSEY, J. B. Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society,* v. 31, n. 2, p. 350-371, 1969. (Series B). Disponível em: https://doi.org/10.2307/2984219. Acesso em: 23 abr. 2019.

REIS, M.; AZEVEDO, A. F. Z.; LÉLIS, M. T. C. Os efeitos do novo regionalismo sobre o comércio. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 44, n. 2, p. 351-381, 2014. Disponível em: https://doi.org/10.1590/S0101-41612014000200005. Acesso em: 22 abr. 2019.

SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The log of gravity. *The Review of Economics and Statistics,* v. 88, n. 4, p. 641-658, 2006. Disponível em: http://personal.lse.ac.uk/tenreyro/jensen08k.pdf. Acesso em: 8 ago. 2018.

SCHUCH, R. C.; UHR, D. A. P.; UHR, J. G. Z. Comércio internacional brasileiro: evidências da crise econômica de 2008. *Perspectiva Econômica,* v. 12, n. 2, p. 1-16, 2016. Disponível em: https://doi.org/10.4013/pe.2016.122.01. Acesso em: 22 abr. 2019.

SHEPHERD, B. *The gravity model of international trade*: a user guide (an updated version). ESCAP; ARTNeT, 2016.

SILVA, O. M.; MOREIRA, F. D. G. Diferentes setores e acordos regionais: efeitos no comércio internacional. *Revista de Economia e Agronegócio,* v. 16, n. 3, p. 327-344, 2018. Disponível em: https://doi.org/10.25070/rea.v16i3.7891. Acesso em: 22 abr. 2019.

WORD BANK. *World Bank open data.* 2020a. Database. Disponível em: https://data.worldbank.org/. Acesso em: 16 jun. 2020.

WORLD BANK. UN-CONTRADE. WITS: World Integrated Trade Solution. 2020b. Database. Disponível em: https://wits.worldbank.org/. Acesso em: 16 jun. 2020.

WU, H. Re-visiting the Distance Coefficient in Gravity Model. arXiv.org. [S.l.]: Cornell
University Libray, mar. 2015. Disponível em: <http://arxiv.org/abs/1503.05283>. Acesso em:
9 ago. 2018.

YOTOV, Y. V. *et al. An advanced guide to trade policy analysis*: the structural gravity model. Genebra: UNCTAD-WTO, 2016. Disponível em: https://vi.unctad.org/tpa/web/vol2/vol2home.html. Acesso em: 25 abr. 2019.

Anexo A – Países na base de dados

alpha-3	País	alpha-3	País
ARE	Emirados Árabes Unidos	KAZ	Cazaquistão
ARG	Argentina	KOR	Coréia do Sul
AUS	Austrália	KWT	Kuwait
AUT	Áustria	LBY	Líbia
BEL	Bélgica	LUX	Luxemburgo
BGD	Bangladesch	MAR	Marrocos
BGR	Bulgária	MEX	México
BLR	Belarus	MYS	Malásia
BOL	Bolívia	NGA	Nigéria
BRA	Brasil	NLD	Holanda
CAN	Canada	NOR	Noruega
CHE	Suíça	NZL	Nova Zelândia
CHL	Chile	PAK	Paquistão
CHN	China	PER	Peru
COL	Colômbia	PHL	Filipinas
CZE	República Tcheca	POL	Polônia
DEU	Alemanha	PRT	Portugal
DNK	Dinamarca	PRY	Paraguai
DZA	Algéria	QAT	Qatar
ECU	Equador	ROM	România
EGY	Egito	RUS	Rússia
ESP	Espanha	SAU	Arábia Saudita
FIN	Finlândia	SGP	Singapura
FRA	França	SUR	Suriname
GBR	Grã-Bretanha	SVK	Eslováquia
GRC	Grécia	SVN	Eslovênia
GUY	Guiana	SWE	Suécia
HKG	Hong Kong	THA	Tailândia
HUN	Hungria	TUN	Tunísia
IDN	Indonésia	TUR	Turquia
IND	Índia	UKR	Ucrânia
IRL	Irlanda	URY	Uruguai
IRN	Iran	USA	Estados Unidos da América
IRQ	Iraque	VEN	Venezuela
ISR	Israel	VNM	Vietnã
ITA	Itália	ZAF	África do Sul
JPN	Japão		

Fonte: Resultados da pesquisa.

Autor correspondente:

Anselmo Carvalho de Oliveira
anselmocarvalhooliveira@yahoo.com.br

Recebido em: 31/13/2019
Aceito em: 06/12/2020