

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

CIBELE DE BIASI DA SILVA

ENSAIOS EM COMÉRCIO INTERNACIONAL: DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E
VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

CURITIBA

2020

CIBELE DE BIASI DA SILVA

ENSAIOS EM COMÉRCIO INTERNACIONAL: DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E
VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

Dissertação apresentada ao curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt

CURITIBA

2020

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)
Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Silva, Cibele De Biasi da

Ensaio em comércio internacional: distribuição de renda e volatilidade da taxa de câmbio / Cibele De Biasi da Silva. – 2020.

87 p.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Paraná. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, do Setor de Ciências Sociais Aplicadas.

Orientador: Mauricio Vaz Lobo Bittencourt.

Defesa: Curitiba, 2020.

1. Comércio internacional. 2. Câmbio. 3. Renda - Distribuição. I. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. II. Bittencourt, Mauricio Vaz Lobo. III. Título.

CDD 382

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **CIBELE DE BIASI DA SILVA**, intitulada: **ENSAIOS EM COMÉRCIO INTERNACIONAL: DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO**, sob orientação do Prof. Dr. MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT, após terem inquirido a aluna e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO no rito de defesa.

A outorga do título de Mestre está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

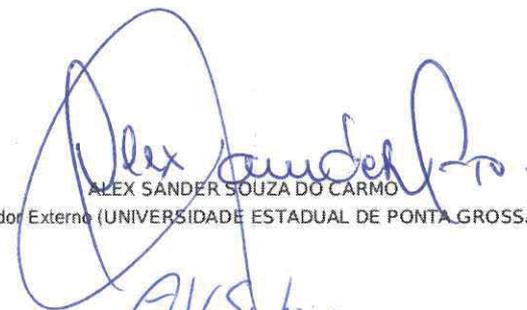
Curitiba, 17 de Fevereiro de 2020.



MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT
Presidente da Banca Examinadora



KÊNIA BARREIRO DE SOUZA
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)



ALEX SANDER SOUZA DO CARMO
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA)



ARMANDO VAZ SAMPAIO
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

RESUMO

A presente dissertação está dividida em dois ensaios. O primeiro foca na questão da distribuição de renda e o segundo na volatilidade cambial. O estudo da relação existente entre comércio internacional e distribuição de renda tem se mostrado um terreno fértil no âmbito da pesquisa. Isso porque, entre outras coisas, a forma como a renda é distribuída entre e/ou dentro dos países pode constituir-se de um fator determinante de padrões comerciais entre os mesmos. Nesse sentido, o objetivo geral do primeiro ensaio é examinar o papel da desigualdade na distribuição de renda, por meio da adoção da hipótese de não homoteticidade das preferências, na determinação da composição do comércio internacional realizado pelos três estados da região Sul do Brasil - Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Os objetivos específicos concentram-se em: i) classificar bens comercializados internacionalmente em homogêneos e diferenciados a partir do critério de Rauch, e, posteriormente, considerar os bens diferenciados como “luxo” e os bens homogêneos como “necessários”; ii) utilizar esse resultado como variável dependente em um modelo gravitacional modificado; e iii) estimar os parâmetros referentes às variáveis de comércio: PIB, PIB *per capita*, distância do parceiro comercial e nível de desigualdade de renda para analisar os efeitos da desigualdade de distribuição de renda sobre o comércio internacional entre os países/estados considerados. Os resultados obtidos indicam que, a depender da técnica econométrica utilizada na estimação, tanto os bens necessários quanto os bens de luxo terão suas exportações aumentadas quanto melhor for o nível de desigualdade de renda do país importador. Em relação ao segundo ensaio, a partir do colapso do sistema de Bretton Woods, as taxas de câmbio deixam de ser fixas e passam a flutuar de acordo com a oferta e demanda de divisas. Nesse sentido, começam a emergir na literatura estudos com o objetivo de jogar luz sobre os impactos das oscilações cambiais. No entanto, as evidências encontradas acerca de tais efeitos estão longe de serem conclusivas. Diante desse contexto, o segundo ensaio pretende analisar os impactos da volatilidade da taxa de câmbio especificamente sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal entre os países do Mercosul. Para o desenvolvimento do estudo, foram considerados os dados do comércio internacional entre os membros do Mercosul desagregados no nível de 4 dígitos do Sistema Harmonizado para os anos de 2001 a 2017. O comércio intraindustrial foi calculado a partir do índice de Grubel-Lloyd e da abordagem de Fontagné e Freudenberg, e a classificação em comércio intraindustrial vertical e horizontal foi feita a partir do critério de similaridade do produto proposto por Greenaway, Hine e Milner e, também, por Fontagné e Freudenberg. Posteriormente, essa variável foi utilizada como dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados por meio das técnicas econométricas de Dados em Painel e Máxima Verossimilhança de Poisson. Os resultados encontrados evidenciam que a volatilidade cambial afetou negativamente o comércio intraindustrial no período de tempo considerado quando estimado por Dados em Painel. Quando utilizado PPML, contudo, as variáveis não se mostraram estatisticamente significativas.

Palavras-chave: Comércio internacional. Comércio intraindustrial. Distribuição de renda.

Volatilidade da taxa de câmbio.

ABSTRACT

This dissertation is divided into two essays. The first one focuses on the issue of income distribution and the second one on exchange rate volatility. The study of the relationship between international trade and income distribution has proved to be a fertile ground for research. This is because, among other things, the way income is distributed among and/or within countries can be a determining factor of trade patterns among them. In this sense, the general objective of the first essay is to examine the role of inequality in income distribution, through the adoption of the hypothesis of non-homotheticity of preferences in the determination of the composition of international trade carried out by the three states of the southern region of Brazil - Paraná, Rio Grande do Sul, and Santa Catarina. The specific objectives are focused on: i) classifying internationally traded goods as homogenous and differentiated based on Rauch's criterion, later considering differentiated goods as "luxury" and homogenous goods as "necessary"; ii) using this result as a dependent variable in a modified gravity model; and iii) estimating the parameters referring to the trade variables: GDP, GDP per capita, distance from the trade partner and level of income inequality to analyze the effects of inequality of income distribution on international trade among the countries/states considered. The results obtained indicate that, depending on the econometric technique used in the estimation, both the necessary goods and the luxury goods will have their exports increased as the level of income inequality of the importing country improves. In relation to the second essay, since the collapse of the Bretton Woods system in the 1970s, exchange rates are no longer fixed and fluctuate according to foreign exchange supply and demand. In this sense, studies are beginning to emerge in the literature with the aim of shedding light on the impacts of currency fluctuations. The evidence found about such effects, however, both on theoretical and empirical terms, is far from being conclusive. Given this context, the second essay aims to analyze the impacts of exchange rate volatility specifically on vertical and horizontal intra-industrial trade among Mercosur countries. For the development of the study, we considered international trade data among Mercosur members disaggregated at the 4 digit level of the Harmonized System for the years 2001 to 2017. The intra-industry trade was calculated according to Grubel-Lloyd Index and Fontagné and Freudenberg's approach and the classification into vertical and horizontal intra-industry trade was made in line with the product similarity criterion proposed by Greenaway, Hine and Milner, and by Fontagné and Freudenberg. Later, this variable was used as a dependent variable in a gravity model of trade, whose parameters were estimated through the econometric technique of Panel Data and Poisson Pseudo Maximum Likelihood - PPML. The results found show that exchange rate volatility negatively affected intra-industry trade in the period considered, when estimated by panel data. When PPML was used, however, the variables were not statistically significant.

Keywords: International trade. Intraindustry trade. Income distribution. Exchange volatility.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - TRAJETÓRIA DE EXPANSÃO DA RENDA.	21
FIGURA 2 - CURVAS DE ENGEL PARA BEM NORMAL, NECESSÁRIO, LUXO E INFERIOR.....	21

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO PARANÁ PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL.	24
GRÁFICO 2 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DE SANTA CATARINA PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL. .	24
GRÁFICO 3 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL. .	25
GRÁFICO 4 - RELAÇÃO ENTRE AS EXPORTAÇÕES DE BENS HOMOGÊNEOS (NECESSÁRIOS) E DIFERENCIADOS (LUXO) – AGREGAÇÃO CONSERVADORA.....	26
GRÁFICO 5 - RELAÇÃO ENTRE A EXPORTAÇÃO DE BENS HOMOGÊNEOS (NECESSÁRIOS) E DIFERENCIADOS (LUXO) – AGREGAÇÃO LIBERAL.	26
GRÁFICO 6 - COMÉRCIO INTERINDUSTRIAL E INTRAINDUSTRAL ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL CALCULADOS A PARTIR DO ÍNDICE GL E FF ENTRE OS ANOS DE 2001 À 2017 – EM %.....	55
GRÁFICO 7 - COMÉRCIO INTRAINDUSTRAL ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL CALCULADO A PARTIR DE GREENWAY, HINE E MILNER (GHM) E FONTAGNÉ E FREUDENBERG (FF) ENTRE OS ANOS DE 2001 À 2017 – EM %.....	55

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS DE LUXO - AGREGAÇÃO CONSERVADORA	28
TABELA 2 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS NECESSÁRIOS - AGREGAÇÃO CONSERVADORA.....	30
TABELA 3 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 2 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	59
TABELA 4 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	60
TABELA 5 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	61
TABELA 6 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 2 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	62
TABELA 7 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	63
TABELA 8 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.....	64

LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

- PIB – Produto Interno Bruto
- PIBpc – Produto Interno Bruto *per capita*
- CII – Comércio intraindustrial
- CIIV – Comércio intraindustrial vertical
- CIIH – Comércio intraindustrial horizontal
- PPML – *Poisson Pseudo Maximum Likelihood*
- FF – Fontagné e Freudenberg
- GHM – Greenway, Hine e Milner
- GL – Grubel e Lloyd
- FOB – *Free on board*
- SITC – *Standard International Trade Classification*
- HS – *Harmonized System*
- WITS – *World Integrated Trade Solution*
- USDA – *United State Deparof Agriculture*
- BLS – *Bureau of Labor Statistics*
- P&S – Peree e Steinherr
- DP – Desvio-padrão

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	10
2 COMÉRCIO INTERNACIONAL, DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E PREFERÊNCIAS NÃO-HOMOTÉTICAS: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA	11
2.1 INTRODUÇÃO	11
2.2 REVISÃO DE LITERATURA	12
2.2.1 Comércio internacional e distribuição de renda.....	12
2.3 METODOLOGIA	17
2.3.1 MODELO GRAVITACIONAL	17
2.3.2 MODELO EMPÍRICO, VARIÁVEIS E BASE DE DADOS	19
2.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	28
2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	31
3 COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL E VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE PARA OS PAÍSES DO MERCOSUL	33
3.1 INTRODUÇÃO	33
3.2 REVISÃO DE LITERATURA	35
3.2.1 COMÉRCIO INTERINDUSTRIAL E INTRAINDUSTRIAL	35
3.2.2 COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL HORIZONTAL E VERTICAL.....	37
3.2.3 VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO	40
3.3 METODOLOGIA	43
3.3.1 EQUAÇÃO GRAVITACIONAL	43
3.3.2 MODELOS EMPÍRICOS, VARIÁVEIS E BASE DE DADOS.....	46
3.3.3 BASE DE DADOS.....	54
3.3.4 PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS.....	56
3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	58
3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	68
REFERÊNCIAS.....	71
APÊNDICE 1	80
APÊNDICE 2	82

1 INTRODUÇÃO

A presente dissertação está dividida em dois ensaios, ambos voltados para a temática da economia internacional. O primeiro deles relaciona-se com a questão da distribuição de renda ao passo que o segundo está associado à volatilidade da taxa de câmbio.

No que diz respeito ao primeiro ensaio, é de notório conhecimento o fato da desigualdade de renda caracterizar-se como um problema a ser superado. De acordo com o relatório “*Time to care*”, organizado recentemente pela organização britânica Oxfam, a concentração de renda praticamente dobrou na última década. Em 2019, os 2.153 bilionários do mundo detinham, juntos, mais riqueza que 4,6 bilhões de pessoas, ou seja, o equivalente a 60% da população mundial.

Diante desse contexto, o primeiro ensaio busca analisar o comércio internacional juntamente com a distribuição de renda. Mais especificamente, a partir do relaxamento da hipótese de homoteticidade das preferências, segundo a qual todos os produtos são consumidos na mesma proporção, tanto por países ricos quanto por países pobres, esse estudo verifica se o nível de desigualdade de renda do país importador influencia, de forma desigual, suas importações de bens necessários e de luxo.

O segundo ensaio, por sua vez, propõe analisar a volatilidade da taxa de câmbio. Mais especificamente, sua influência sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal entre os países que compõem o bloco econômico do Mercosul. Uma das motivações para a realização do estudo é o fato da volatilidade cambial ser um assunto que, até hoje, reúne inúmeras divergências acerca dos resultados encontrados.

Nesse sentido, para atingir o objetivo proposto e, na tentativa de mitigar os efeitos ambíguos do câmbio volátil, em um primeiro momento são definidos elementos construtivos que auxiliam na condução das análises. O primeiro elemento consiste na escolha do modelo a ser utilizado, o segundo refere-se à medida de volatilidade cambial e o terceiro e último elemento diz respeito ao tipo de comércio a ser considerado. Nesse sentido, optou-se por fazer uso do modelo gravitacional de comércio, dada sua alta capacidade de explicação de padrões comerciais. Ademais, duas medidas de volatilidade foram elegidas, uma baseada no desvio-padrão da taxa de câmbio e outra, a título de comparação, na abordagem de Peree e Steinherr (1989). Por fim, o padrão comercial analisado é o de natureza intraindustrial, ou seja, a parcela de comércio de bens de uma mesma indústria e na mesma etapa do processo produtivo, nas suas variações de produtos diferenciados por qualidade (vertical) e com qualidade semelhante (horizontal).

2 COMÉRCIO INTERNACIONAL, DISTRIBUIÇÃO DE RENDA E PREFERÊNCIAS NÃO-HOMOTÉTICAS: EVIDÊNCIAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

2.1 INTRODUÇÃO

A existência de uma relação positiva entre renda *per capita* e qualidade dos produtos exportados por um país, abre caminho para a investigação da relação entre comércio internacional e distribuição de renda. Em outras palavras, quando economias ricas e pobres comercializam produtos de uma mesma categoria industrial entre si, espera-se que as mais ricas exportem bens mais caros e, portanto, possivelmente de melhor qualidade. Uma vez que as famílias mais ricas consomem, tipicamente, bens de qualidade mais alta, o padrão de especialização vertical, ou seja, aquele fundamentado no diferencial de qualidade entre os produtos, desempenha um papel importante no que diz respeito às consequências distributivas do comércio internacional (FAJGELBAUM; GROSSMAN; HELPMAN, 2011).

A maior parte dos modelos padrão de comércio, contudo, ao adotarem como pressuposto a hipótese de preferências homotéticas¹, por serem altamente convenientes e tratáveis, assumem que todos os bens possuem elasticidades-renda unitárias e são consumidos na mesma proporção tanto por países ricos quanto por países pobres (MATSUYAMA, 2000). Nesse sentido, modelos teóricos e empíricos, com o objetivo de explicar padrões e ganhos comerciais e seu impacto na distribuição de renda, tendem a focar nos determinantes do comércio internacional pelo lado da oferta (MARKUSEN, 2013). Essa tendência, ainda hoje usual, se colocava como única opção até o início dos anos 1960. A partir do estudo seminal de Linder (1961), entretanto, começaram a emergir na literatura estudos com foco na demanda, nos quais o comércio internacional começa a ser guiado pela especialização no consumo e não mais na produção (MITRA; TRINDADE, 2005).

Não obstante o surgimento relativamente recente de literatura que busca investigar essa questão, não foram encontrados quaisquer estudos que objetivem jogar luz sobre esse cenário aplicado à economia brasileira. Sendo assim, o presente trabalho busca preencher essa lacuna e direciona sua análise para o comércio realizado pelos estados da região Sul do Brasil.

¹ Quando as preferências são homotéticas, “[...] a ray drawn from the origin of an indifference map will intersect all indifference surfaces at points with the same slopes. These assumptions are strong ones. They imply that the composition of consumption (the share of spending going to a product) is the same everywhere” (HELPMAN, 1999, p. 125).

O objetivo central do presente estudo é, portanto, desenvolver uma análise que leve em consideração a relação existente entre distribuição de renda entre países e comércio internacional assumindo a hipótese de não-homoteticidade. De acordo com Fajgelbaum, Grossman e Helpman (2011), isso permitirá com que padrões de comércio dependam da distribuição de renda dos parceiros comerciais e, também, que os impactos no bem-estar gerados pelo comércio variem entre os mesmos.

A metodologia basear-se-á em Dalgin, Mitra e Trindade (2008). Contudo, a classificação dos produtos em “luxo” e “necessários” será feita conforme Bergstrand (1990), o qual assume que os bens diferenciados são “luxo” e os bens homogêneos são “necessários”. A classificação dos bens em homogêneos e diferenciados, por sua vez, será realizada conforme Rauch (1999). Posteriormente, esse resultado será utilizado como variável dependente em um modelo gravitacional modificado de comércio cujos parâmetros serão estimados a partir das técnicas econométricas de Dados em Painel e Máxima Verossimilhança de Poisson (PPML).

Posto isso, o presente ensaio está estruturado em outras quatro seções, além dessa introdução. A seção 1.2 faz uma breve revisão de literatura que fundamenta a pesquisa. A seção 1.3 apresenta a metodologia a ser empregada na condução das análises propostas. Por fim, à guisa de conclusão, a seção 1.4 apresenta os resultados e implicações e a seção 1.5 conclui o ensaio.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

2.2.1 Comércio internacional e distribuição de renda

Existe, atualmente, uma vasta gama de estudos evidenciando que a qualidade dos bens produzidos e consumidos pelos países varia sistematicamente em relação aos seus níveis de renda. Pelo lado da oferta, a correlação entre renda *per capita* e preços de exportação indica que a qualidade dos bens produzidos se relaciona positivamente à renda *per capita*. Pelo lado da demanda, os dados sugerem que a maior parcela do consumo dos países de elevada renda destina-se aos bens de alta qualidade. Tal constatação indica, dessa forma, o importante papel da qualidade dos produtos na determinação dos padrões bilaterais de comércio (HALLAK, 2010).

Entretanto, a maior parte dos modelos padrões de comércio, ao adotarem a hipótese de preferências homotéticas que, apesar de contra empírica², é analiticamente conveniente e altamente tratável, assumem que todos os bens possuem elasticidades-renda unitárias e são consumidos na mesma proporção tanto por países ricos quanto por países pobres (MATSUYAMA, 2000). Nesse sentido, modelos teóricos e empíricos, com o objetivo de explicar padrões e ganhos comerciais e seu impacto na distribuição de renda, tendem a focar nos determinantes pelo lado da oferta do comércio internacional (MARKUSEN, 2013). Sendo assim, [...] *trade theory accordingly consists of a portfolio of simple models, each examining the role of one cause or basis for trade such as differences in factor endowments, differences in technologies, or increasing returns and production differentiation.* (HUNTER; MARKUSEN, 1986, p. 1).

De acordo com Linder (1961), pioneiro na análise do papel da renda *per capita* no comércio internacional, pelo lado da demanda, consumidores que compartilham de um nível semelhante de renda *per capita* irão consumir uma cesta de produtos similares. Pelo lado da oferta, a hipótese de Linder sugere que as firmas de um país irão produzir bens de acordo com as preferências predominantes de seus consumidores locais e os exportarão para países que compartilhem as mesmas preferências. Dessa forma, a sobreposição de padrões de consumo e produção de países com renda *per capita* similares induzem os mesmos a comercializarem mais intensivamente entre si (HALLAK, 2010).

A intuição por trás da hipótese de Linder, contudo, pode apenas ser utilizada em um modelo que adote como premissa preferências não-homotéticas. Nesse caso, os países serão semelhantes em todos os aspectos, mas desiguais em termos de ativos, permitindo, dessa forma, que o comércio internacional seja guiado por especialização no consumo e não na produção (MITRA; TRINDADE, 2005). Elucidando a partir de um exemplo, considere dois países, Áustria e Nigéria. Em 2018, o Produto Interno Bruto (PIB) austríaco era de 455 bilhões de dólares, sua população 8.8 milhões de habitantes e renda *per capita* no valor de 51.512 dólares. A Nigéria, por outro lado, apresentava um PIB na magnitude de 397 bilhões de dólares, 194 milhões de habitantes e 2.028 dólares de renda *per capita*³. Sendo assim, faz-se o seguinte

² De acordo com Matsuyama (2000), a hipótese de homoteticidade, além de ser empiricamente rejeitada, é bastante restrita no que diz respeito à análise de desenvolvimento econômico e comércio internacional, nas quais os fatores tecnológicos desempenham papéis centrais. Além disso, o autor destaca que existem estudos como, por exemplo, Deaton e Muellbauer (1983), que indica resultados que se afastam da hipótese de homoteticidade, nos quais certas classes de mercadorias, tais como os alimentos, são responsáveis por maior parcela dos gastos das famílias de baixa renda.

³ Os dados referentes ao PIB e Renda *per capita* foram extraídos da base de dados do Banco Mundial. Os dados referentes à população foram retirados da base de dados do *Worldometers*.

questionamento: deve-se esperar que ambos os países apresentem as mesmas preferências para um determinado conjunto de bens de consumo? A adoção da hipótese de preferências homotéticas sugere que o consumidor representativo nigeriano compra a mesma cesta de bens que o consumidor representativo austríaco em quantidades menores. Nesse sentido, o padrão de comércio não é afetado pela composição da renda agregada, mas influenciado exclusivamente por condições de oferta, como diferenças nas dotações de fatores e tecnologia de produção (FOELLMÍ; HEPENSTRICK; ZWEIMULLER, 2010). Por outro lado, quando se assume que as preferências são não-homotéticas a demanda agregada para cada bem depende não somente da renda agregada, mas também de como a renda é distribuída (MITRA; TRINDADE, 2005; MARKUSEN, 2013).

Nesse sentido, existe uma vasta literatura de estudos que objetivaram de alguma forma investigar os efeitos da adoção da não-homoteticidade das preferências. Hunter (1991) demonstra, a partir de uma análise contrafactual, que a imposição da hipótese de homoteticidade pode aumentar o nível de transações comerciais em até 29%. Além disso, os resultados da autora indicam que aproximadamente um quarto do volume dos fluxos comerciais interindustriais é causado por preferências não-homotéticas. Hunter e Markusen (1986) analisam como diferenças nos níveis de renda *per capita* entre os países afetam o comércio entre os mesmos. Os autores estimam um modelo linear de gastos para trinta e quatro países e onze indústrias e concluem que a não-homoteticidade das preferências é estatisticamente significativa e desempenha importante papel na determinação do nível de comércio. Mitra e Trindade (2005) analisam o papel da desigualdade na determinação de fluxo e padrões de comércio com o intuito de entender, entre outras coisas, o papel da desigualdade na determinação de fluxos e padrões comerciais. Os autores concluem que, mantendo a dotação de fatores e a tecnologia constantes, os países comercializam e obtém ganhos com isso quando apresentam grau de desigualdade diferente. Nesse sentido, os ganhos de comércio são devidos à especialização no consumo.

Alguns estudos buscam especificamente analisar a não-homoteticidade das preferências desagregando o comércio em interindustrial e intraindustrial, ou seja, transação de produtos de diferentes indústrias e da mesma indústria na mesma etapa do processo produtivo, respectivamente. Markusen (1986) desenvolve um modelo com o objetivo de explicar o volume e direção do comércio, bem como a relação entre comércio interindustrial e intraindustrial, combinando preferências não-homotéticas, economias de escala e diferentes dotações de fatores. O autor argumenta que países capital-abundantes apresentarão maiores níveis de comércio intraindustrial quando houver correlação positiva entre intensidade de capital na

produção e elevada elasticidade renda da demanda. Por sua vez, o estudo de Bergstrand (1990) analisa, em um ambiente de hipótese não-homotética, a relação entre a participação do comércio intraindustrial entre os países e seus níveis de Produto Interno Bruto (PIB), PIB *per capita*, renda nacional, tarifas e relação de dotações capital-trabalho e conclui que quanto maior for a similaridade entre a renda *per capita* de dois países maior será a proporção de comércio intraindustrial entre os mesmos. Francois e Keplan (1996) analisam implicações das preferências não-homotéticas para o comércio intraindustrial e buscam identificar mudanças nos padrões comerciais associadas a fatores como renda nacional, renda *per capita* e distribuição de renda. Para tal, analisam como a desigualdade de renda em países em desenvolvimento determina a parcela de importação de bens manufaturados de países desenvolvidos. Os autores concluem que, quanto maior for a renda *per capita* ou quanto mais desigual for o nível de distribuição de rendimento entre países, maior será a demanda por bens manufaturados e pela categoria de bens diferenciados, de acordo com sua classificação de produtos diferenciados.

Outras pesquisas buscam jogar luz sobre a questão da não homoteticidade utilizando o modelo gravitacional de comércio em suas análises. Tchamourliyski (2002) estende o modelo gravitacional de Anderson e van Wincoop (2003) admitindo a não-homoteticidade das preferências. O autor demonstra que o efeito acentuado negativo da distância sobre o comércio internacional pode ser atribuído ao fato de que, sob certas condições, a equação gravitacional estimada com adoção de preferências homotéticas realça o efeito das barreiras comerciais. Martínez-Zarzoso e Vollmer (2016) também analisam os efeitos da não-homoteticidade das preferências e da distribuição de renda no comércio em um contexto de modelo gravitacional. Os autores sugerem uma nova abordagem para cálculo da similaridade de distribuição de renda entre países, baseada na distribuição como *proxy* para similaridades na demanda, e empiricamente confirmam que quanto mais similar for o valor dessa variável, maior será também o nível de comércio entre os mesmos.

Matsuyama (2000) e Fieler (2011), por sua vez, relaxam a hipótese de homoteticidade em modelos Ricardianos de comércio. Matsuyama (2000) desenvolve um modelo Ricardiano de comércio Norte-Sul com preferências não-homotéticas e demonstra como uma política de redistribuição de renda de um país pode afetar a distribuição de renda de outro país. Já Fieler (2011) desenvolve um modelo de equilíbrio geral Ricardiano no qual países ricos concentram seus gastos nos bens com alta elasticidade renda enquanto que países pobres concentram os gastos nos de baixa elasticidade renda. A autora sugere que o comércio entre países ricos ocorre

principalmente em bens diferenciados, ao passo que o comércio entre países ricos e pobres ocorre em todos os setores.

Outrossim, a não-homoteticidade também é avaliada em modelos fundamentados na teoria de Heckscher-Ohlin, na questão do *missing trade*⁴ e da margem extensiva de comércio. Foellmi, Hopenstrick, Zweimuller (2010) analisam a não-homoteticidade aplicada à margem extensiva de comércio, ou seja, a parcela que considera apenas a quantidade de produtos comercializados, e não seu valor monetário, a partir da modelagem de bens de consumo indivisíveis que são consumidos em unidades unitárias ou, então, não consumidos. Os autores encontram evidências de que diferenciais de renda per *capita* impactam fortemente a margem extensiva enquanto fatores como diferencial de tamanho da população possuem um efeito menor.

A análise da não-homoteticidade em Reimer e Hertel (2010) se debruça sobre a questão do *missing trade*. Os autores constatam que existe notável correlação positiva entre o conteúdo dos fatores de consumo e a renda *per capita* e que a adoção de preferências não-homotéticas auxilia na resolução de parte do problema do *missing trade*. Ademais, Chung (2003) fornece uma explicação do porquê da existência do *missing trade* a partir de uma análise que incorpora preferências não-homotéticas. Em um modelo com dois fatores, dois bens e dois países, o autor demonstra que o modelo Heckscher-Ohlin-Vanek superestima o comércio quando comparado a um modelo com preferências não-homotéticas.

Por sua vez, Bond, Iwasa, Nishimura (2010) examinam as propriedades de um modelo Heckscher-Ohlin (HO) dinâmico que admite preferências não-homotéticas de modo que as demandas das famílias variem com a renda *per capita*. Os autores demonstram que se a produtividade do trabalho, os fatores de desconto e os bens forem normais, os resultados do modelo HO serão mantidos. Entretanto, se o bem trabalho-intensivo for inferior os resultados mudam significativamente. Nesse caso, haverá múltiplos equilíbrios de estado estacionário fazendo com que o teorema de HO seja violado.

O estudo de Caron, Fally, Markusen (2014) ilustra como a renda *per capita* e as preferências não-homotéticas auxiliam na compreensão dos padrões de comércio bilateral. Tanto econômica quanto estatisticamente, os autores encontram desvios dos valores unitários das elasticidades-renda, implícitas nas preferências homotéticas. Nesse sentido, o estudo demonstra, a partir da análise de intensidade dos fatores, que a não-homoteticidade reduz os

⁴ O raciocínio por trás da questão do *missing trade* é o fato de pesquisas empíricas terem documentado que o comércio internacional é consideravelmente inferior àquele previsto pelos modelos teóricos (CHUNG, 2003).

volumes comerciais entre países com diferentes níveis de rendimento *per capita*, embora o comércio entre países de rendimento elevado possa aumentar.

Ademais, conforme Choi, Hummels e Xiang (2009), existe, ainda, literatura teórica sobre qualidade de produtos comercializados internacionalmente, na qual os autores combinam diferenciação vertical com preferências não-homotéticas e distribuição de renda com o intuito de jogar luz sobre questões que os modelos de diferenciação horizontal não dão conta de explicar. Nesse sentido, Choi, Hummels e Xiang (2009) investigam como a distribuição da renda molda padrões de consumo e comércio internacional de variedades verticalmente diferenciadas e concluem, assim como Flam e Helpman (1987) e Matsuyama (2000), que a política de redistribuição de renda de um país pode afetar a distribuição de renda de seu parceiro comercial.

2.3 METODOLOGIA

Quando as preferências são homotéticas, todos os bens possuem elasticidades-renda unitárias e são consumidos na mesma proporção tanto por países ricos quanto por países pobres. Se as preferências são não-homotéticas, então alguns bens podem ser classificados como necessários e outros como luxo, apresentando elasticidade renda da demanda abaixo e acima de 1, respectivamente (DALGIN; MITRA; TRINDADE, 2008). Isso posto, o presente estudo classificará produtos transacionados internacionalmente em diferenciados e homogêneos, conforme Rauch (1999). Posteriormente, seguindo os trabalhos de Bergstrand (1990) e Francois e Keplan (1996), os bens diferenciados serão considerados como luxo enquanto os bens homogêneos serão considerados como necessários. Em seguida, essa variável será dependente em um modelo gravitacional de comércio modificado cuja base teórica será brevemente explicada na seção seguinte.

2.3.1 MODELO GRAVITACIONAL

A partir do trabalho de Tinbergen (1961), o modelo gravitacional passou a desempenhar um papel importante no que diz respeito aos estudos empíricos de comércio internacional (CARMO; BITTENCOURT, 2013a). As fundamentações microeconômicas deste modelo são baseadas na teoria do comércio sob concorrência imperfeita e, mais especificamente, na teoria do comércio intraindustrial (DELL'ARICCIA, 1999). Grosso modo, o modelo é a solução de um sistema de equilíbrio geral de comércio de bens finais no qual o volume comercial será

proporcional ao Produto Interno Bruto (PIB) dos países e inversamente proporcional à distância geográfica entre os mesmos (CARMO; BITTENCOURT, 2013a). A ideia é que países economicamente maiores tendem a comercializar mais, em termos absolutos, e que a distância geográfica, tida como *proxy* para custos de transporte, arrefece as transações bilaterais. Variações do modelo podem, também, incluir a variável de renda *per capita* para representar especialização. Isto é, países mais ricos tendem a ser mais especializados e, portanto, apresentar maior volume de comércio, dado qualquer nível de PIB. Ademais, é comum a inclusão de variáveis *dummies*⁵ para controlar diferentes fatores que podem afetar os custos de transação, como, por exemplo, fronteira territorial, idioma, participação em acordos de comércio, etc (DELL'ARICCIA, 1999).

Conforme Bergstrand (1985), costumeiramente, a equação log-linear indica que um fluxo comercial de origem i com destino j pode ser explicado por forças econômicas oriundas do lugar de origem, de destino e, também, por forças que estimulam ou arrefecem a fluidez do fluxo comercial entre a origem e o destino.

Na literatura sobre comércio internacional, os fluxos comerciais agregados brutos bilaterais são explicados, geralmente, de acordo com a seguinte equação:

$$PX_{ij} = \beta_0 (Y_i)^{\beta_1} (Y_j)^{\beta_2} (D_{ij})^{\beta_3} (A_{ij})^{\beta_4} u_{ij} \quad (1)$$

Em que: PX_{ij} é o valor, em dólares, do fluxo comercial do país i para o país j , Y_i (Y_j) é o valor nominal, em dólares, do PIB em i (j), D_{ij} é a distância geográfica entre i e j , A_{ij} são outros quaisquer fatores que contribuem ou impedem o comércio entre i e j , e u_{ij} é o termo de erro com distribuição log-normal com $E(\ln u_{ij}) = 0$.

De acordo com Carmo e Bittencourt (2013), na forma logaritmizada, a equação gravitacional pode ser escrita como:

$$\ln T_{ij} = \delta_1 \ln Y_i + \delta_2 \ln Y_j - \delta_3 \ln D_{ij} + u_{ij} \quad (2)$$

Ou, então:

⁵ Conforme Missio e Jacob (2007), a variável dependente de uma regressão pode ser influenciada por variáveis de natureza quantitativa ou qualitativa. Diferentemente das variáveis quantitativas, que podem ser facilmente mensuradas, as variáveis qualitativas indicam a presença ou ausência de uma qualidade ou atributo. Dessa forma, conforme os autores, uma maneira para quantificar esses atributos é a partir de variáveis que assumam valores de 1 ou 0, indicando a presença e a ausência do atributo, respectivamente.

$$T_{ij} = \exp (\ln Y_i + \delta_2 \ln Y_j - \delta_3 \ln D_{ij} + u_{ij}) \quad (3)$$

Isso posto, além das variáveis explicativas de PIB e distância geográfica, a equação gravitacional a ser estimada adiciona elementos para representar o PIB *per capita* e o nível de desigualdade de renda do país importador, a partir do Índice de Gini. A variável dependente será representada pelas exportações do país *i* para o país *j* de uma categoria *k* de produtos que será classificada em bens necessários ou bens de luxo cujo embasamento teórico será exposto na próxima seção.

2.3.2 MODELO EMPÍRICO, VARIÁVEIS E BASE DE DADOS

Dadas as justificativas supracitadas para analisar comércio internacional e distribuição de renda, o modelo empírico a ser estimado segue, conforme Dalgin, Mitra e Trindade (2008)⁶, a seguinte especificação:

$$\ln X_{ijkt} = \beta_1 \ln(PIB_{it}) + \beta_2 \ln(PIB_{jt}) + \beta_3 \ln[(PIB/capita_{it})] + \beta_4 \ln[(PIB/capita)_{jt}] + \beta_5 \ln(Distância_{ij}) + \beta_6 \ln(Desigualdade_{jt}) + \vartheta_{ijkt} \quad (4)$$

Em que: X_{ijkt} : exportações do país *i* para o país *j* da categoria *k* de produtos (necessários ou de luxo) no ano *t*, PIB_{it} : PIB do país *i* no ano *t*, $(PIB/capita_{it})$: PIB *per capita* do país *i* no ano *t*, $(Distância_{ij})$: distância entre os países *i* e *j*, $Desigualdade_{jt}$: nível de desigualdade de renda no país importador *j* no ano *t*, medida a partir do índice de Gini e ϑ_{ijkt} : termo de erro.

⁶ No estudo em questão, para a construção da variável dependente, exportações do país *i* para o país *j* da categoria *k* de produtos, os autores criam uma abordagem própria para classificar os bens da categoria *k* em necessário ou luxo. Essa abordagem consiste no desenvolvimento de uma concordância entre os dados de gastos das famílias extraídos da base da *Bureau of Labor Statistics* (BLS) com a base de dados de comércio internacional da *Standard International Trade Classification* (SITC). Posteriormente, a título de comparação, os autores estimam os resultados utilizando a classificação de produtos de Rauch.

2.3.2.1 Variável dependente

A variável dependente do modelo será representada pelas exportações do país i para o país j , no ano t , de uma categoria k de produtos que será classificada em bens necessários ou bens de luxo.

Conforme a análise microeconômica da escolha do consumidor, os bens podem ser classificados em normais ou inferiores. Para realizar essa classificação, faz-se a seguinte pergunta: mantendo os preços fixos, qual será a alteração na demanda do consumidor quando sua renda se alterar? Nesse sentido, a partir da trajetória da expansão da renda⁷, é possível derivar a Curva de Engel, ou seja, uma função que relaciona a renda do consumidor com a sua respectiva demanda pelo produto.

Quando a trajetória da expansão da renda (e a Curva de Engel) é caracterizada por uma linha reta que parte da origem, significa que a curva de demanda do consumidor apresenta elasticidade-renda constante. Nesse caso, o consumidor irá consumir a mesma proporção de cada bem em cada nível de renda e o bem em questão será classificado como *normal*.

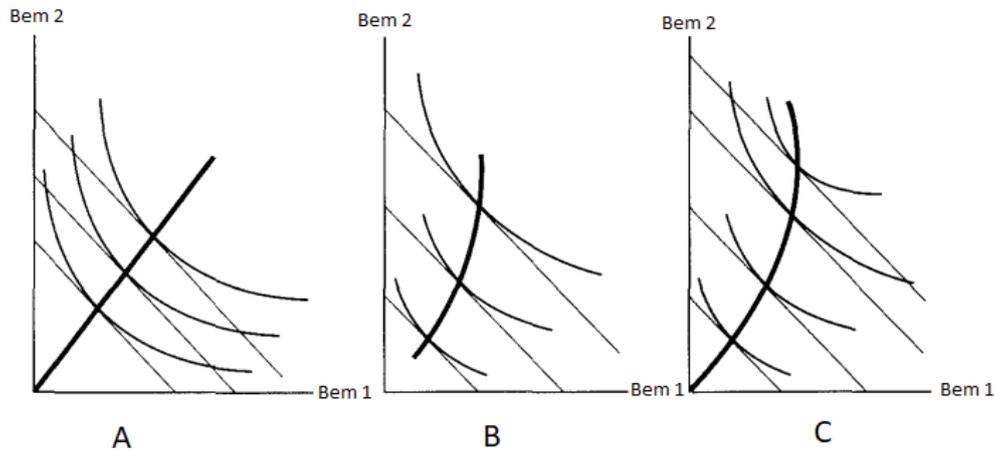
Se a trajetória da expansão da renda se inclina para um bem, significa dizer que à medida que o consumidor obtém mais renda, ele consome mais de ambos os bens, porém não na mesma proporção. O bem consumido mais que proporcionalmente ao aumento na renda será classificado como *luxo* e o bem consumido menos que proporcionalmente como *necessário*.

O terceiro e último caso refere-se aos bens inferiores. Nessa situação, a trajetória de expansão da renda se curva para trás, ou seja, um aumento na renda significa que o consumidor deseja consumir menos de um dos bens (VARIAN, 1992).

A Figura 1 apresenta os gráficos da trajetória da expansão da renda. No caso A, ambos os bens são normais. No caso B, o bem 2 é luxo e o bem 1 é necessário. E, por fim, no caso C o bem 1 é um bem inferior. A Figura 2 apresenta as Curvas de Engel de cada caso. O eixo das abscissas representa o bem e o eixo das ordenadas a renda do consumidor.

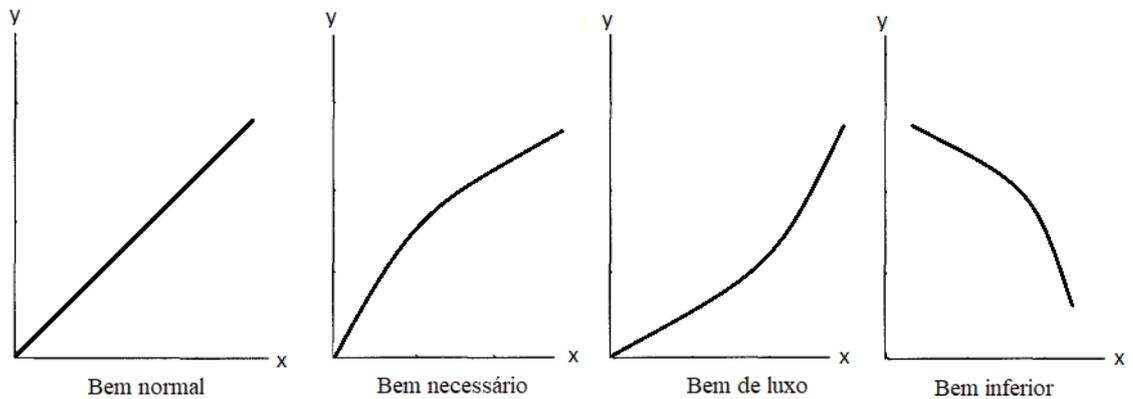
⁷ Curva que apresenta as combinações de dois bens que maximizam a utilidade de um consumidor, conforme altera sua renda (VARIAN, 1992).

FIGURA 1 - TRAJETÓRIA DE EXPANSÃO DA RENDA.



FONTE: Adaptado de Varian (1992).

FIGURA 2 – CURVAS DE ENGEL PARA BEM NORMAL, NECESSÁRIO, LUXO E INFERIOR.



FONTE: elaboração própria.

A estratégia para classificação dos bens no presente ensaio será baseada em Bergstrand (1990) e Francois e Keplan (1996). Ambos os trabalhos consideram os bens de luxo como diferenciados e os bens necessários como homogêneos. A partir dessa premissa, esse ensaio se baseará em Rauch (1999) para classificar os produtos em homogêneos (necessários) ou diferenciados (luxo). É importante ressaltar que essa premissa se faz especialmente relevante para o presente estudo pelo reconhecimento que um bem necessário poderia, em tese, ser classificado como bem de luxo e um bem diferenciado poderia ser classificado como necessário. Uma vez, contudo, que, a título de simplificação das análises, não serão calculadas as elasticidades-renda de cada produto, esse ensaio não considera essa possibilidade, de forma que pesquisas futuras que ambicionem analisar de forma mais rigorosa essa questão, podem

encontrar no cálculo das elasticidades-renda individuais de cada produto comercializado uma metodologia capaz de indicar resultados mais acurados.

Posto isso, Rauch (1999) classifica os bens em três categorias: (a) homogêneos: aqueles comercializados em trocas organizadas; (b) preços referenciados: aqueles que não são comercializados, mas que servem como referência para a precificação dos que o são; e (c) diferenciados: todos os demais produtos. Além disso, o autor propõe dois cálculos de agregação dos produtos, um mais conservador e outro menos, denominado liberal. Isso porque, conforme o autor, existem ambiguidades que, por vezes, são suficientemente importantes a ponto de afetar a classificação dos produtos a três ou quatro dígitos. Dessa forma, a classificação conservadora busca minimizar a quantidade de produtos classificados tanto como troca organizada quanto como preço referência ao passo que a classificação liberal busca maximizar essa quantidade.

Conforme Campos e Cavaletti (2016), os produtos homogêneos são comercializados em mercados organizados, em geral, e possuem padronização internacional conhecida e aceita por seus operadores, como, por exemplo, milho, soja, óleo, trigo, ou seja, *commodities* cuja origem é indiferente para o consumidor. Os bens com preço de referência, embora apresentem características que os distinguem uns dos outros, são essencialmente substituíveis e o conhecimento de sua origem tem pouco impacto na decisão de consumo. Já os bens diferenciados, por sua vez, podem evidenciar características e fornecedores variados e se adaptar às necessidades de cada consumidor.

2.3.2.2 Variáveis explicativas

Com base em ferramental teórico e na literatura de trabalhos empíricos, o presente estudo considera, além das variáveis padrão do modelo gravitacional—PIB e distância—variáveis que representam o PIB *per capita* e o nível de desigualdade de renda do país importador. Esta última será representada pelo Índice de Gini por se tratar da medida mais comumente utilizada para cálculo de desigualdade, estratégia também adotada por Dalgin, Mitra e Trindade (2008). Nesse sentido, é possível obter uma associação entre as variáveis definidas e as hipóteses empíricas conforme segue.

Hipótese 1: quanto maior o tamanho econômico do parceiro comercial, maiores serão as magnitudes do comércio internacional. Conforme a literatura, será utilizado o Produto Interno Bruto (PIB_{ijt}) como *proxy* para o tamanho econômico do parceiro comercial.

Hipótese 2: quanto maior a distância geográfica entre os países, menor será o nível de comércio entre os mesmos.

Hipótese 3: seguindo a estratégia de Dalgin, Mitra e Trindade (2008), adiciona-se uma variável para representar o PIB *per capita* e espera-se que o coeficiente seja positivo para os bens de luxo e negativo para os bens necessários.

Hipótese 4: ainda conforme o estudo de Dalgin, Mitra e Trindade (2008), quanto maior (menor) o nível de desigualdade de renda do país importador, maiores serão as importações de bens de luxo (necessários). Sendo assim, se o bem transacionado for de luxo (necessário), então o impacto da desigualdade de renda do país importador será positivo (negativo).

2.3.2.3 Base de dados

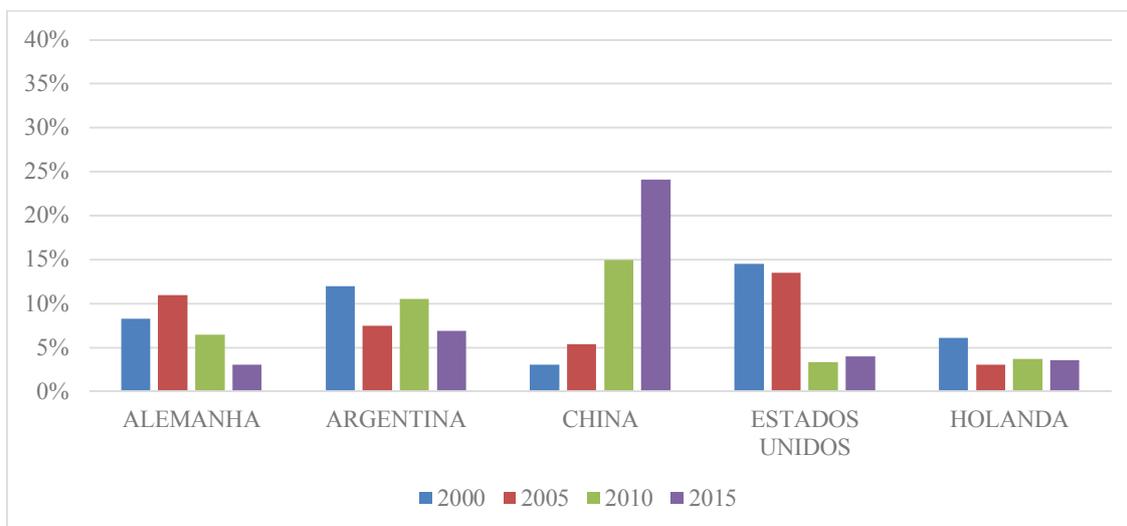
A base de dados utilizada para a construção da variável dependente contém informações das exportações brasileiras dos três estados da região sul: Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul para os cinco países com os quais apresentaram maior nível de exportação nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2015, a saber: China, Estados Unidos, Argentina, Holanda e Alemanha⁸⁹.

Os gráficos abaixo apresentam algumas informações obtidas a partir da análise da base de dados.

⁸ Ou seja, foram somados os valores das exportações nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2015 para saber quais foram os cinco países que se mostraram maiores compradores de produtos dos estados do Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Os resultados obtidos apontaram para (em ordem): China, Estados Unidos, Argentina, Alemanha e Holanda.

⁹ Os dados referentes às exportações estaduais foram retirados do site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (ComexStat) e os produtos são classificados conforme o Sistema Harmonizado (HS) desagregados ao nível de quatro dígitos. Uma vez que Rauch (1999) utiliza a nomenclatura *Standard International Trade Classification* (SITC) para identificar os produtos diferenciados e homogêneos, foi necessário realizar uma compatibilização entre as classificações HS e SITC, a partir das tabelas de concordância disponibilizadas pela *World Integrated Trade Solution* (WITS) do Banco Mundial.

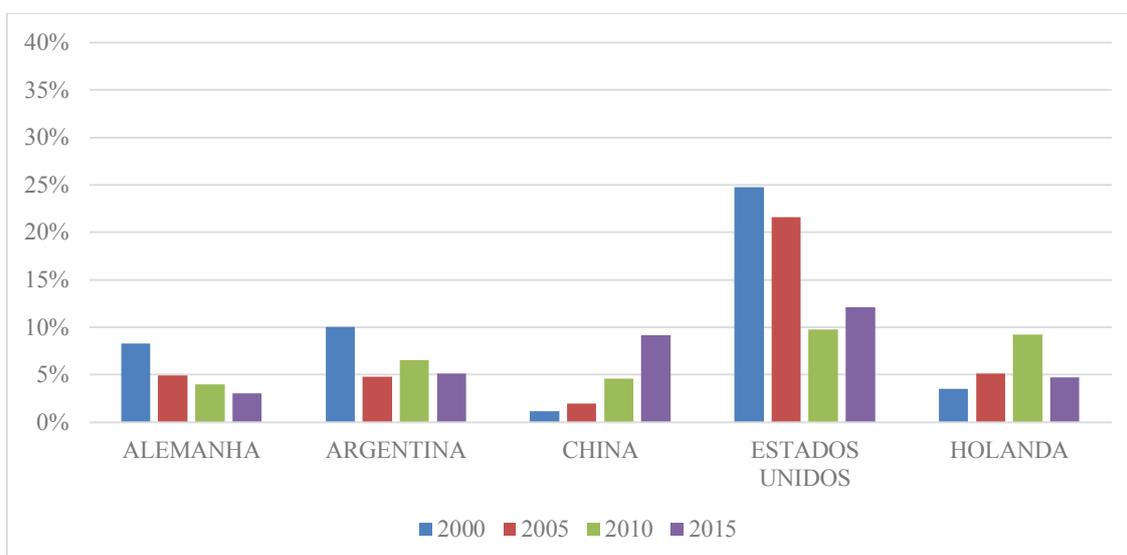
GRÁFICO 1 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO PARANÁ PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL.



FONTE: elaboração própria a partir de dados retirados do ComexStat (2019).

Nota: os valores das exportações são do tipo FOB¹⁰.

GRÁFICO 2 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DE SANTA CATARINA PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL.

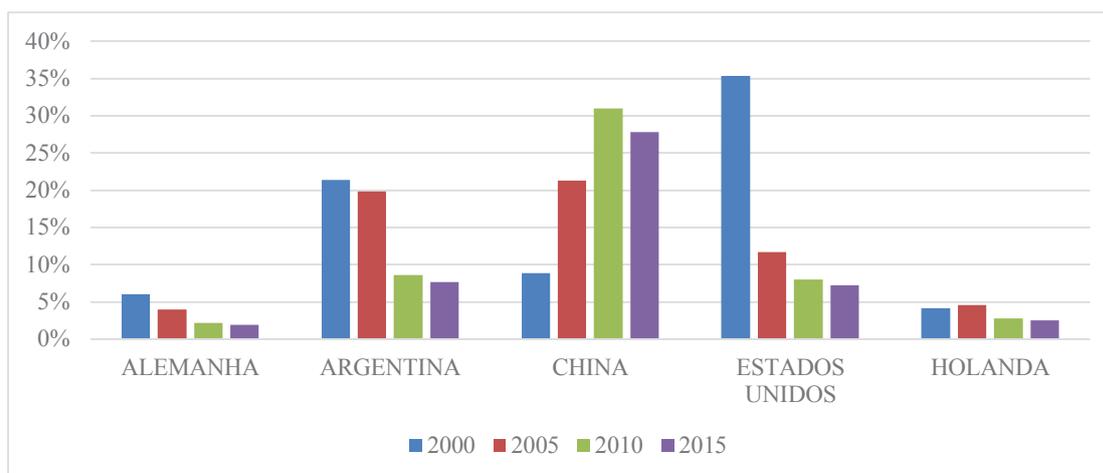


FONTE: elaboração própria a partir de dados retirados do ComexStat (2019).

Nota: os valores das exportações são do tipo FOB.

¹⁰ “Free on board: O vendedor encerra suas obrigações e responsabilidades quando a mercadoria, desembaraçada para a exportação, é entregue, arrumada, a bordo do navio no porto de embarque, ambos indicados pelo comprador, na data ou dentro do período acordado” (MINISTÉRIO DA ECONOMIA, 2020).

GRÁFICO 3 - EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL PARA ALEMANHA, ARGENTINA, CHINA, ESTADOS UNIDOS E HOLANDA NOS ANOS DE 2000, 2005, 2010 E 2015 – EM % DO VALOR TOTAL.



FONTE: elaboração própria a partir de dados retirados do ComexStat (2019).

Nota: os valores das exportações são do tipo FOB.

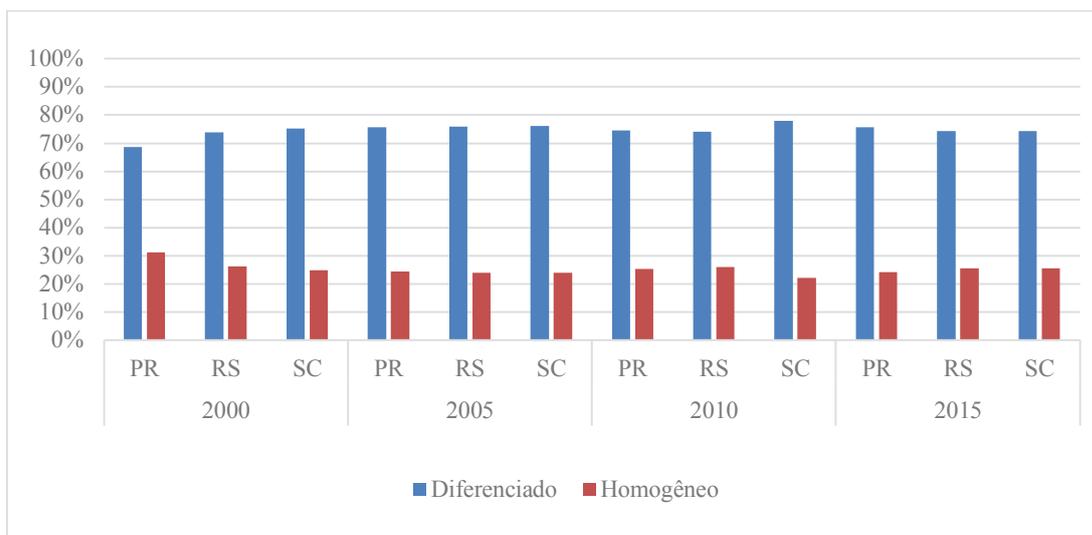
Em termos percentuais, para o Estado do Paraná, no ano de 2000, o valor exportado para China, Estados Unidos, Argentina, Alemanha e Holanda representava 44% do total de suas exportações. Em 2005, esse valor diminuiu para 40%, em 2010 aumentou para 49% e em 2015 voltou a diminuir para 42%.

Para o Estado de Santa Catarina, nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2015, o valor exportado para esses países representava 48%, 38%, 38% e 34% do total das exportações do estado, respectivamente.

Por sua vez, as exportações para os cinco maiores parceiros do Estado do Rio Grande do Sul representaram, no ano de 2000, 76% do total das exportações. Em 2005 esse valor diminuiu para 61%, em 2010 para 53% e em 2015 para 47%.

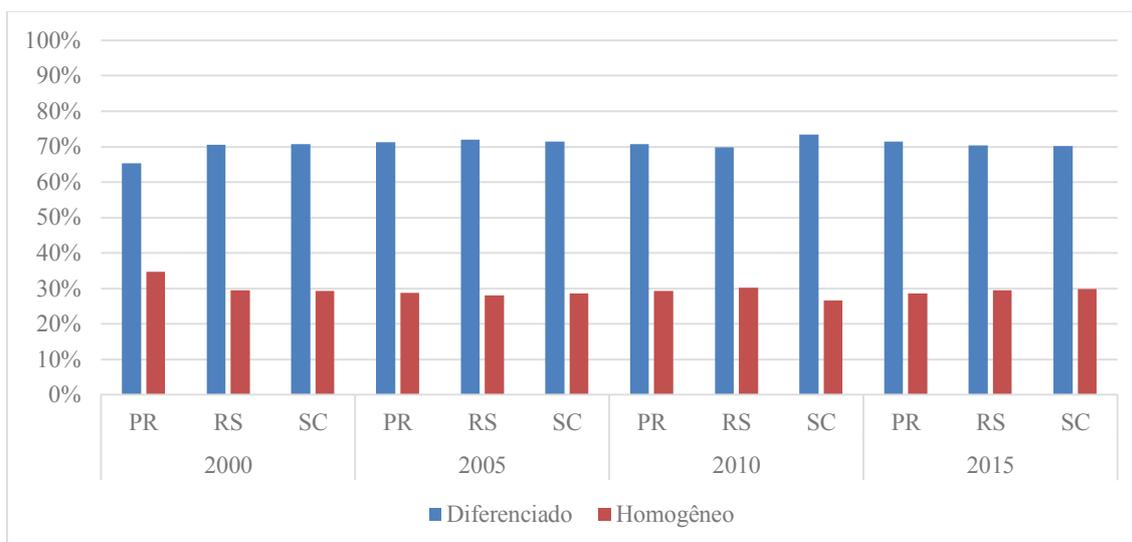
Os gráficos abaixo, por sua vez, apresentam a relação entre a quantidade de bens, homogêneos (necessários) e diferenciados (luxo), exportados dos estados da região Sul do Brasil para seus cinco principais parceiros comerciais nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2015. O primeiro gráfico utiliza os resultados da agregação conservadora, enquanto o segundo utiliza da agregação liberal.

GRÁFICO 4 - RELAÇÃO ENTRE AS EXPORTAÇÕES DE BENS HOMOGÊNEOS (NECESSÁRIOS) E DIFERENCIADOS (LUXO) – AGREGAÇÃO CONSERVADORA



FONTE: elaboração própria a partir de dados retirados do ComexStat (2019).

GRÁFICO 5 – RELAÇÃO ENTRE A EXPORTAÇÃO DE BENS HOMOGÊNEOS (NECESSÁRIOS) E DIFERENCIADOS (LUXO) – AGREGAÇÃO LIBERAL.



FONTE: elaboração própria a partir de dados retirados do ComexStat (2019).

Os resultados indicam que para todos os anos as exportações de bens diferenciados (luxo) foram superiores às exportações de bens homogêneos (necessários).

Em termos absolutos, considerando o Estado do Paraná em 2015 com agregação conservadora como exemplo, dos 1.175 produtos exportados para os cinco maiores parceiros comerciais, 889 produtos foram do tipo diferenciado (luxo), representando um total de 76% e 286 produtos foram do tipo homogêneo (necessário), representando 24% das exportações.

Considerando a agregação liberal, 839 foram bens caracterizados como diferenciados (luxo) (71%) e 336 foram homogêneos (necessários) (29%).

1.3.2.4 Processo de estimação dos parâmetros

Devido ao fato do presente ensaio utilizar uma base de dados que reúne tanto observações de *cross-section* quanto de séries de tempo, a estimação através de dados em painel revela-se apropriada. Segundo Hsiao (1986) a técnica de dados em painel oferece uma série de vantagens em relação aos modelos em corte transversal ou aos de séries temporais como, por exemplo, permitir o uso de mais observações e, com isso, aumentar o número de graus de liberdade e diminuir a colinearidade entre as variáveis explicativas. Além disso, controlam a heterogeneidade presente nas variáveis em análise e o efeito das variáveis não observadas. De acordo com Granço (2010), a principal motivação para a utilização da técnica de dados em painel é a possibilidade de controlar a heterogeneidade não observada presente nas relações bilaterais de comércio.

Ademais, os resultados serão estimados, também, através da técnica de Máxima Verossimilhança de Poisson (*Poisson Pseudo Maximum Likelihood – PPML*) em forma de dados em painel, conforme Santos Silva e Tenreyro (2005). A justificativa para o uso desse método consiste no fato de que o mesmo é mais robusto na presença de heterocedasticidade e não exclui das estimações os fluxos de comércio nulos. Dito diferentemente, o logaritmo natural não é definido para o valor zero, o que pode se tornar um problema, pois, como a base de dados utilizada no presente estudo compreende os fluxos bilaterais de comércio entre 4 países e considera produtos em um nível desagregado, alguns pares de países não realizam comércio de determinados produtos em algum ponto no tempo, o que resulta em fluxos comerciais inexistentes. Westerlund e Wilhelmsson (2011), no entanto, destacam que a exclusão dessas variáveis poderá causar um viés de seleção na amostra, causando uma inconsistência nos parâmetros obtidos nas estimações. Além disso, conforme Arvis e Shepherd (2013) e Fally (2015), o estimador de Máxima Verossimilhança de Poisson assegura que os efeitos fixos do modelo gravitacional sejam idênticos aos seus termos estruturais correspondentes (*apud Yotov et al.* 2016)¹¹.

¹¹ As estimações foram realizadas pelo *software* estatístico Stata 12.

2.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Na presente seção analisa-se o efeito das variáveis Produto Interno Bruto (PIB_{ij}), distância geográfica (DIST_{ij}), Produto Interno Bruto *per capita* (PIBPC_{ij}) e diferenças entre as distribuições de renda dos países importadores (GINI_j) sobre o comércio de bens necessários e de luxo, com desagregação conservadora e liberal, entre os estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul e seus cinco principais parceiros comerciais no período compreendido entre 2000 e 2015. Os resultados estão reportados nas Tabelas 1 e 2. Nessas tabelas encontram-se as estimações obtidas através de duas técnicas econométricas: Dados em Painel com Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios e Máxima Verossimilhança de Poisson - PPML.

TABELA 1 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS DE LUXO - AGREGAÇÃO CONSERVADORA

Variável	Modelo Estimado		
	Painel - Efeito Fixo	Painel - Efeito Aleatório	PPML
Ln PIB it	-1.992* (1.104)	0.175 (0.743)	-2.364 (2.783)
Ln PIB jt	3.710*** (1.123)	0.685*** (0.100)	1.386*** (0.344)
Ln DIST ij		-1.756*** (0.205)	-2.922*** (0.721)
Ln PIBPC jt	-3.059*** (1.053)	-0.627*** (0.103)	-0.765** (0.334)
Ln PIBPC it	2.032* (1.139)	0.0477 (0.815)	2.327 (3.042)
Ln Gini j	0.703 (0.640)	-1.081** (0.424)	-1.534 (1.392)
Constante	-29.868* (16.644)	10.0714 (13.952)	57.704 (53.658)
Observações	11005	11005	40860
R ²	0.0016	0.0212	0.0025

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Pode-se observar, a partir dos resultados reportados na Tabela 1, que a variável PIBit mostrou-se significativa a 10% e com sinal negativo apenas no modelo com efeitos fixos. Por outro lado, a variável PIBjt apresentou significância estatística a 1% e sinal positivo nos três

modelos, indicando que quanto maior o tamanho econômico do parceiro, maiores os níveis de comércio de bens de luxo.¹²¹³

A variável de distância geográfica, DIST ij , apresentou sinal negativo e significância estatística a 1% nos modelos de efeitos aleatórios e PPML¹⁴. Ou seja, em conformidade com a teoria, a distância geográfica é redutora de comércio.

Uma variável que não apresentou sinal esperado foi a PIBPCjt, uma vez que, conforme Dalgin, Mitra e Trindade (2008), esperava-se que a mesma impactasse positivamente o comércio de bens de luxo. Contudo, a mesma exibiu sinal negativo nos modelos de efeitos fixos e aleatórios, a 1% de significância estatística e, também, no modelo PPML a 5%. A variável PIBPCit, por outro lado, não apresentou significância estatística em nenhum modelo utilizado.

Por fim, a variável de interesse GINIj, que representa a desigualdade de renda do país importador, mostrou-se significativa a 5% apenas no modelo de efeitos aleatórios. Ademais, o sinal resultante foi oposto ao esperado, uma vez que presumia-se que o comércio de bens de luxo fosse maior para países com maior nível de desigualdade de renda. Uma possível explicação para tal resultado pode ser o fato do presente estudo, diferentemente de Dalgin, Mitra e Trindade (2008) que utilizou exportações americanas para todos os países no ano de 2001, optar por analisar exportações a nível estadual exclusivamente para os cinco países que se mostraram maiores parceiros comerciais em um horizonte temporal de 2000 até 2015.

¹² No que diz respeito aos resultados estimados através de dados em painel, verificou-se através do teste de Hausman, que a heterogeneidade não observada possui um comportamento fixo em todos os casos, fazendo com que os resultados obtidos a partir do modelo com efeitos fixos (FE) sejam preferíveis aos obtidos a partir do modelo com efeitos aleatórios (RE). Contudo, optou-se por analisar todos os casos.

¹³ O teste de Hausman pode ser utilizado para determinar o melhor modelo a ser utilizado: com efeitos fixos ou com efeitos aleatórios. A hipótese nula subjacente ao teste é que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente dos erros não diferem substancialmente. O teste possui uma distribuição qui-quadrada assintótica. Se sua hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o modelo de componente dos erros não é adequado e que é preferível empregar o modelo de efeitos fixos (GUJARATI, 2006).

¹⁴ Vale ressaltar que a variável DIST ij só pode ser analisada nas estimações com efeitos aleatórios e PPML, pois devido ao controle da heterogeneidade não observada, a mesma é excluída das estimações com efeitos fixos.

TABELA 2 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS NECESSÁRIOS - AGREGAÇÃO CONSERVADORA

Variável	Modelo Estimado		
	Painel - Efeito Fixo	Painel - Efeito Aleatório	PPML
Ln PIB it	-0.869 (1.979)	0.112 (1.386)	9.392* (4.918)
Ln PIB jt	3.410* (2.058)	0.061 (0.188)	0.475 (0.736)
Ln DIST ij		-0.525 (0.382)	-0.399 (1.307)
Ln PIBPC jt	-2.699 (1.942)	-0.089 (0.187)	-0.756 (0.725)
Ln PIBPC it	1.050 (2.040)	0.483 (1.516)	-8.785 (5.957)
Ln Gini j	-0.354 (1.137)	-2.208*** (0.773)	-1.498 (3.741)
Constante	-42.494 (26.067)	14.568 (26.067)	-166.236 (82.727)
Observações	3702	3702	22860
R ²	0.0035	0.0134	0.0210

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Em relação ao modelo estimado para bens necessários, apenas três resultados mostraram-se estatisticamente significativos: PIBj com sinal positivo e significativo a 10% no modelo de efeitos fixos, GINIj significativo a 1% com sinal negativo no modelo com efeitos aleatórios e PIBit com efeito positivo e significativo a 10% no modelo de PPML.

Para efeito de análise, as estimações foram feitas, também, utilizando a agregação liberal de Rauch. Os resultados indicaram conformidade, tanto em termos de magnitude dos resultados quanto no que diz respeito aos sinais encontrados e à significância estatística, com os valores obtidos nas estimações utilizando a agregação conservadora, e constam no Apêndice 1.

Em suma, pode-se concluir a partir da análise dos resultados, que o modelo explica melhor o comércio de bens de luxo, apesar da variável GINIj ter apresentado sinal contrário ao esperado. Nesse sentido, o comércio de bens de luxo será tão maior quanto menor for a desigualdade da distribuição de renda do país importador. Em relação aos bens necessários, a variável de interesse se mostrou estatisticamente significativa e com efeito negativo apenas no modelo de efeitos aleatórios. Nesse caso, o sinal encontrado está em conformidade com a teoria e indica que o comércio de bens necessários aumenta conforme diminui a desigualdade de renda do país importador.

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os estudos que objetivam analisar o comércio internacional são, na grande maioria das vezes, norteados pela ideia de especialização na produção. Isto é, os países comercializam porque possuem diferentes níveis tecnológicos e fatores de produção. O início dos anos 1960, mais especificamente o trabalho de Linder (1961), contudo, traz consigo o advento de uma abordagem alternativa, na qual os padrões comerciais são determinados a partir de fatores pelo lado da demanda e, dessa forma, guiados pela especialização no consumo e não na produção.

Entretanto, a adoção dessa hipótese, conhecida como Hipótese de Linder, requer o relaxamento da suposição de que todos os bens são consumidos na mesma proporção tanto por países ricos quanto por países pobres. Ou seja, em termos técnicos, requer o relaxamento da hipótese de homoteticidade das preferências.

Nesse sentido, embora recentemente essa questão tenha se tornado o mote de inúmeras pesquisas, quando consideramos a economia brasileira, esse ponto ainda é pouco explorado. Sendo assim, o presente ensaio buscou, apesar de suas limitações, preencher essa lacuna.

Uma vez que a hipótese de homoteticidade das preferências é quebrada, os bens deixam de apresentar elasticidade-renda unitária e passam a ser caracterizados como *necessários* ou *luxo*. Para classificar os bens de tal forma, o presente ensaio seguiu a estratégia de Bergstrand (1990) e Francois e Keplan (1996), e considerou que os bens necessários são homogêneos e os bens de luxo são diferenciados. Essa classificação, em homogêneo e diferenciado, por sua vez, foi baseada em Rauch (1999).

Isso posto, o objetivo central do ensaio foi verificar se o nível de desigualdade de renda do país importador influenciava, de forma desigual, suas importações de bens necessários e de luxo. Para tal, analisaram-se as exportações dos três Estados da Região Sul do Brasil: Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina, para seus respectivos cinco maiores parceiros comerciais nos anos de 2000, 2005, 2010 e 2015.

A partir do modelo gravitacional de comércio, os parâmetros foram estimados seguindo duas técnicas econométricas: Dados em Painel e Máxima Verossimilhança de Poisson. Os resultados obtidos indicaram que as exportações de bens de luxo são impactadas negativamente pelo Índice de Gini, quando estimadas por Dados em Painel com efeitos aleatórios. Ou seja, quanto melhor for o nível de distribuição de renda do país importador (menor o Gini) maior será a exportação de bens de luxo para os mesmos. Tal resultado não vai ao encontro do esperado, uma vez que, conforme Dalgin, Mitra e Trindade (2008), esperava-se que as exportações de bens de luxo fossem maiores para países com piores níveis de distribuição de

renda. Para os bens necessários, contudo, o resultado obtido foi ao encontro do esperado. A partir da técnica de Dados em Painel com efeitos aleatórios, melhores níveis de distribuição de renda do país importador contribuem para aumentar o nível de exportação de bens necessários para tais países.

É importante notar que a variável $GINI_{ij}$, quando estimada a partir da técnica PPML, não mostra-se significativa estatisticamente. Uma vez que a base de dados reúne relevante quantidade de observações para as quais a variável dependente é igual a zero, teoricamente, a abordagem mais adequada a ser utilizada é a PPML. Nesse sentido, os resultados divergentes encontrados no presente ensaio, atentam para o fato de que deve-se levar em consideração a presença de zeros na amostra. Ou seja, para o período e países em questão, a distribuição de renda pode não exercer impactos sobre o comércio.

Por fim, vale ressaltar que, apesar de todo o esforço metodológico empregado no presente ensaio, os resultados aqui expostos não esgotam, de forma alguma, as discussões acerca da relação entre comércio internacional e distribuição de renda. Sendo assim, na tentativa de obter resultados mais acurados, extensões deste trabalho podem calcular as elasticidades-renda dos bens para classificá-los em necessário e luxo de forma mais adequada. Ademais, espera-se que a presente pesquisa contribua para as investigações futuras acerca do assunto.

3 COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL E VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO: UMA ANÁLISE PARA OS PAÍSES DO MERCOSUL

3.1 INTRODUÇÃO

O advento de estudos voltados à análise dos impactos da volatilidade cambial data de meados da década de setenta, quando, após o colapso do sistema de Bretton Woods, as taxas de câmbios deixam de ser fixas e passam a flutuar de acordo com a oferta e demanda de divisas (MCKENZIE, 1999). No entanto, as evidências encontradas acerca de tais efeitos, tanto no âmbito teórico quanto empírico, estão longe de serem conclusivas. Estudos como Dell'Ariccia (1999), Rose (2000), Clark *et al.* (2004), e Bittencourt, Larson e Thompson (2007) afirmam que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os fluxos comerciais são negativos. Por outro lado, Mackenzie e Brooks (1997), Mackenzie (1999), e Hwang e Lee (2005) sustentam a ideia de que os efeitos são positivos, ao passo que Kumar e Dhawan (1991), Gagnon (1993), e Aristotelous (2001) atestam que a volatilidade do câmbio não afeta o comércio internacional. O motivo pelo qual há tanta divergência acerca dos resultados encontrados está fortemente associado a fatores como, por exemplo, escolha do período de tempo analisado, especificação do modelo empírico, *proxy* para a volatilidade cambial e, também, nível de desenvolvimento dos países considerados na análise (OZTURK, 2006).

Nesse sentido, conforme Clark *et al.* (2004), alguns elementos construtivos (*building blocks*) necessitam ser considerados no processo de investigação dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional. Primeiramente, é importante levar em consideração a existência de outros fatores, além da variabilidade cambial, que afetam as relações comerciais entre os países. Caso contrário, pode-se acabar atribuindo de forma equivocada o efeito desses outros fatores às incertezas cambiais. Em segundo lugar, a medida da volatilidade cambial deve ser crível. Por último, pode mostrar-se útil analisar a volatilidade da taxa de câmbio em diferentes tipos de comércio.

À vista disso, seguindo a estratégia de Clark *et al.* (2004), pretende-se delimitar de forma clara e concisa os elementos construtivos que servirão de base para a análise dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional. O primeiro elemento construtivo consiste na escolha do modelo a ser utilizado nas análises, o segundo elemento refere-se à medida de volatilidade cambial e o terceiro e último elemento diz respeito ao tipo de comércio a ser considerado.

Isso posto, as análises conduzidas no presente trabalho basear-se-ão no modelo gravitacional modificado de comércio. Isso porque, de acordo com Clark *et al.* (2004), o modelo gravitacional tem se mostrado empiricamente bem-sucedido em sua capacidade de explicar variações em padrões de comércio. Além disso, possui o mérito de poder ser aplicado tanto em modelos fundamentados em diferenças nas dotações de fatores e diferenças tecnológicas, quanto em modelos de retornos crescentes à escala e concorrência monopolística.

Conforme Sheldon *et al.* (2013), o cálculo da volatilidade cambial, costumeiramente, faz uso de alguma variante no desvio padrão da taxa de câmbio como, por exemplo, o desvio padrão da variação percentual nas taxas de câmbio ou o desvio padrão das primeiras diferenças do logaritmo da taxa de câmbio. Sendo assim, propõe-se fazer o uso da mesma estratégia. Ademais, a título de comparação entre duas medidas de variabilidade cambial, utiliza-se, também, o cálculo de volatilidade baseada em Peree e Steinherr (1989).

Por último, o padrão comercial a ser analisado será o de natureza intraindustrial, ou seja, apenas os produtos transacionados de mesma origem industrial pertencentes a uma mesma etapa do processo produtivo. Na tentativa de examinar os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio em diferentes tipos de comércio, pretende-se desagregar o comércio intraindustrial em vertical, isto é, na parcela de produtos diferenciados em termos de qualidade, e em horizontal, ou seja, produtos que apresentam qualidade semelhante.

Diante desse contexto, visando ampliar o entendimento acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional, o presente ensaio objetiva analisar os impactos dessa variável especificamente sobre o comércio intraindustrial entre os países do Mercosul no período compreendido entre 2001 e 2017. O primeiro modelo irá considerar o comércio intraindustrial horizontal, ao passo que o segundo modelo irá focar na parcela de natureza vertical, na tentativa de isolar as causas dos efeitos ambíguos.

Os objetivos específicos concentram-se em: i) analisar os fatores, além da volatilidade da taxa de câmbio, que influenciam o comércio intraindustrial, ii) mensurar o comércio intraindustrial com base no Índice de Grubel-Lloyd e na abordagem de Fontagné e Freudenberg (1997) e, posteriormente, desagregá-lo em vertical e horizontal conforme o critério de similaridade do produto proposto por Greenaway, Hine e Milner (1995) e por Fontagné e Freudenberg (1997), e, iii) estimar os parâmetros a partir da técnica econométrica de Dados em Painel e Máxima Verossimilhança de Poisson - PPML. Nesse sentido, intenciona-se, ao final da pesquisa, obter respostas às seguintes questões: i) as diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio afetam de alguma forma o fluxo comercial bilateral entre os países do

Mercosul?, e; ii) esse efeito no comércio intraindustrial vertical é diferente do efeito no comércio intraindustrial horizontal?

O presente ensaio está estruturado em outras quatro seções além desta introdução. Na segunda seção faz-se uma breve discussão teórica que fundamenta a pesquisa a respeito do comércio intraindustrial, suas variações de natureza vertical e horizontal e, também, sobre a volatilidade cambial. Na terceira, são descritos a metodologia, o modelo empírico, as variáveis, a base de dados utilizada e o procedimento de estimação dos parâmetros. Na quarta seção discutem-se os resultados. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões e implicações do estudo.

3.2 REVISÃO DE LITERATURA

3.2.1 COMÉRCIO INTERINDUSTRIAL E INTRAINDUSTRIAL

A partir da segunda metade do século XVIII, quando a doutrina mercantilista é substituída pelo liberalismo econômico, o comércio internacional começa a ser tratado como uma das principais formas de um país obter impulso em termos de crescimento econômico. Em seu trabalho seminal *A Riqueza das Nações* (1776 [1983]), Adam Smith inicia o debate acerca do assunto com a ideia de vantagens absolutas: se dois países concentrarem suas produções nos bens em que possuem vantagens absolutas e os exportarem entre si, ambos podem consumir mais e, dessa forma, auferir benefícios do comércio internacional. Posteriormente, seguindo as premissas da teoria do valor trabalho, David Ricardo (1821 [1817]) introduz o conceito das vantagens comparativas e demonstra que mesmo quando um país é menos eficiente, em termos absolutos, na produção de todos os bens, ainda pode obter ganhos de comércio ao produzir e exportar bens cuja produção seja relativamente mais eficiente. A especialização de um país se daria, portanto, a partir do diferencial de produtividade de um único fator de produção, o trabalho.

Um século mais tarde, Eli Heckscher (1919) e Bertil Ohlin (1933) jogam luz sobre o que viria a ser conhecido como teoria neoclássica¹⁵ do comércio internacional. O modelo de Heckscher-Ohlin propõe uma sofisticação da teoria ricardiana na medida em que considera as vantagens comparativas oriundas dos diferentes níveis de estoque de diversos fatores de produção (terra, recursos naturais, mão de obra, capital, etc.). Dessa maneira, considerando que

¹⁵ Formalizadas de modo definitivo por Paul Samuelson (1948, 1949) e Ronald Jones (1956, 1965).

os países possuem tecnologias equivalentes, mas diferem em termos de disponibilidade dos fatores produtivos, os mesmos devem direcionar sua produção nos bens que utilizarem mais intensivamente seu fator de produção mais abundante.

Apesar de ter sido o arcabouço teórico dominante por muito tempo no estudo sobre economia internacional, a teoria das vantagens comparativas tornou-se, a partir da segunda metade do século XX, alvo de severas críticas por não levar em consideração características determinantes de padrões mais atuais de comércio, tais como economias de escala e diferenciação de produtos, além de ser pautada em pressupostos pouco realistas (COUTINHO *et al.*, 2005). Nesse sentido, um importante avanço teórico sobre o assunto emergiu na literatura a partir do momento em que se reconheceu a existência de um diferente padrão comercial e que, posteriormente, acarretou a desagregação de seu conceito em comércio intraindustrial e interindustrial. Nas palavras de Fontagné, Freudenberg, e Gaulier (2006, p. 1) “*The revelation of simultaneous exports and imports within industries between countries of similar development levels is one of the most important empirical findings of the 1960s concerning international trade*”. Nesse sentido, Verdoorn (1960), Dréze (1960), Balassa (1966), Grubel (1967), em estudo para a união aduaneira do Benelux¹⁶, e depois para os seis¹⁷ fundadores membros da Comunidade Econômica Europeia, observaram que a concentração dos fluxos comerciais dentro das indústrias e não entre elas havia se tornado um padrão comercial recorrente durante o processo de integração europeia. Tal evidência empírica dava suporte, dessa maneira, à refutação das teorias tradicionais de comércio baseadas no conceito de vantagem comparativa. Ou seja, o processo de especialização pode não ser considerado a causa central das transações internacionais, posto que os países exportam e importam produtos oriundos de uma mesma indústria (FONTAGNÉ; FREUDENBERG, 1997).

Não obstante as evidências empíricas terem surgido na década de 1960, os avanços teóricos apareceram apenas no final da década de 1970, muito provavelmente impulsionados pelos estudos de Dixit e Stiglitz (1977) e Lancaster (1979). Os autores sugerem maneiras alternativas de modelar economias de escala e preferência pela diversificação de produtos em uma estrutura de equilíbrio geral aplicadas a um cenário de economia aberta modelados por Krugman (1979) e Lancaster (1980), respectivamente (GREENAWAY; MILNER, 1987). Posteriormente, a diferenciação do conceito de comércio surge, de fato, com os trabalhos de Krugman (1979, 1980), Lancaster (1980) e Helpman (1981) “[...] *who established the*

¹⁶ Grupo econômico formado por Bélgica, Luxemburgo e Holanda.

¹⁷ Alemanha, Bélgica, França, Itália, Luxemburgo e Holanda.

theoretical rationale for the existence of intra-industry trade as distinct from inter-industry trade.” (BALASSA, 1986, p. 27).

Grosso modo, portanto, entende-se por comércio intraindustrial a simultânea importação e exportação de produtos de mesma origem industrial, pertencentes a uma mesma etapa do processo produtivo. Caso os produtos transacionados sejam oriundos de diferentes indústrias, ou da mesma indústria, mas em etapas diferentes do processo produtivo, tem-se o comércio interindustrial. A similaridade na dotação de fatores caracteriza-se como um dos determinantes do padrão comercial, ou seja, quanto mais similares forem os países, maiores serão as chances do comércio entre eles ser de natureza intraindustrial (KRUGMAN, 1981). Além disso, o comércio intraindústria pode ser associado à competição monopolística, economias de escala e diferenciação de produtos (GREENAWAY; MILNER, 1987). A combinação desses fatores esclarece, portanto, porque países semelhantes comercializam tanto entre si e porque grande parte de seu comércio é trocado por produtos similares (KRUGMAN, 1983).

3.2.2 COMÉRCIO INTRAININDUSTRIAL HORIZONTAL E VERTICAL

As implicações do padrão comercial intraindustrial são diretas e empiricamente plausíveis (KRUGMAN, 1983). Contudo, “[...] *this theoretical synthesis was missing an important dimension of the problem, namely the vertical differentiation of products which has proved to be increasingly important as the empirical literature was making progress in this field.*” (FONTAGNÉ; FREUDENBERG; GAULIER, 2006, p. 460).

Os modelos de comércio intraindustrial, originalmente pautados na diferenciação horizontal de produtos, começaram, a partir da década de 1980 com Falvey (1981), Shaked e Sutton (1983) e Falvey e Kierzkowski (1984), a considerar a especialização em termos de qualidade dentro das indústrias, ou seja, produtos verticalmente diferenciados (FALVEY, 1981). Uma vez que os determinantes de ambas as variações de comércio são diferentes, faz-se necessária a diferenciação vertical e horizontal qualquer que seja a metodologia empregada na análise.

Nesse sentido, o comércio intraindustrial horizontal tem seus fundamentos baseados na nova teoria de comércio internacional (Krugman, 1979; 1980; 1981; Helpman e Krugman, 1985; Lancaster, 1980), ou seja, admitem competição monopolística, diferenciação horizontal de produtos e retornos crescentes de escala. O comércio intraindustrial vertical, por sua vez, é explicado pelas teorias tradicionais de comércio internacionais pautadas na hipótese das

vantagens comparativas (Falvey, 1981; Falvey e Kierzkowski, 1987; Flam e Helpman, 1987) (CARMO E BITTENCOURT, 2013a).

Sendo assim, Fontagné e Freudenberg (1997) argumentam que países com dotações distintas irão direcionar sua produção para bens verticalmente diferenciados enquanto países com dotações semelhantes direcionarão para produtos com qualidades similares.

A partir do desenvolvimento de modelos teóricos de comércio intraindustrial horizontal e vertical, começaram a surgir na literatura estudos empíricos sobre o assunto. Nesse sentido, Greenaway, Hine e Milner (1995) estimam um modelo com o objetivo de explicar se os fatores específicos de uma indústria são determinantes da importância relativa do comércio intraindustrial vertical e horizontal no comércio total do Reino Unido e concluem que o comércio intraindustrial vertical possui relativa importância. Aturupane, Djankov e Hoekman (1999) analisam o comércio entre a União Europeia e a Europa Oriental e observam que a maior parte é de natureza intraindustrial, entre 80% e 90%, e que 25% a 40% do comércio intraindustrial é vertical. Martín-Montaner e Ríos (2002) estudam os determinantes do comércio intraindustrial vertical entre a Espanha e os países da OCDE e inferem que as exportações espanholas são majoritariamente de produtos de qualidade inferior. Ekayanake, Veeramacheni, Moslares (2009) verificam que o aumento do comércio intraindustrial entre os Estados Unidos e os países-membros do Nafta é quase que inteiramente devido à diferenciação de produtos¹⁸.

Especificamente para o Brasil, os trabalhos empíricos de verificação do comércio intraindustrial surgiram a partir dos anos oitenta. Durante os anos noventa, essas investigações empíricas tornaram-se mais frequentes principalmente devido às transformações estruturais ocorridas na economia brasileira como, por exemplo, abertura comercial, formação do Mercosul, assinatura de acordos bilaterais de comércio e entrada de empresas transnacionais (CARMO, 2010).

Sendo assim, Hidalgo (1993) mensura o comércio intraindústria entre o Brasil e o resto do mundo para os anos de 1978 a 1987 utilizando o Índice de Grubel e Lloyd. Os resultados obtidos indicam uma tendência de crescimento do comércio intraindustrial, situando-se por volta de 40% do comércio total de manufaturados entre 1978 a 1987. Além disso, os autores atestam que o comércio intraindustrial a nível de indústria é mais frequente em produtos mais diferenciados, produtos que apresentam salários médios mais elevados, produtos nos quais as

¹⁸ Ver Melitz (2003) para análise do impacto do comércio internacional em realocações intraindustriais com foco na heterogeneidade das firmas.

barreiras tarifárias são menores e no comércio com países de renda *per capita* mediana alta. Para o comércio intraindústria ao nível do país, o mesmo aumenta quanto mais semelhante for a renda *per capita* do parceiro comercial, nível de desenvolvimento econômico e tamanho dos mercados. Nesse estudo, a distância geográfica e o processo de integração da ALADI não mostraram-se estatisticamente significantes.

Vasconcelos (2003), em estudo sobre intercâmbio comercial entre Brasil e os países do Mercosul, conclui que o crescimento do fluxo comercial entre os mesmos se caracteriza basicamente pela intensificação do comércio intraindustrial. O autor busca, também, analisar a contribuição do comércio intraindustrial intrabloco e extrabloco e encontra que, entre os anos de 1991 e 1995, o comércio intrabloco foi responsável por cerca de 44% do crescimento do comércio intraindustrial total multilateral do Brasil e por 100% do crescimento entre 1995 e 1998. Nesse sentido, o autor constata que a implementação do Mercosul propiciou, ao longo do tempo, maior fluxo comercial de produtos do mesmo segmento industrial.

Baltar (2008) avalia a inserção internacional do Brasil por meio da mensuração dos diferentes padrões de comércio, como o indicador de Balassa, de Grubel-Lloyd, de Abd-El-Rahman e de Fontagné e Freudenberg para os períodos de 1996 a 1998 e 2003 a 2005. A autora verifica que o comércio brasileiro no período analisado se caracteriza, fundamentalmente, por fluxos unilaterais, ou seja, a maior parte do comércio nacional apresenta déficit ou superávit de cerca de 82%. Além disso, a autora aponta que isso ocorre tanto com produtos primários e intensivos em recursos naturais e trabalho quanto com produtos manufaturados intensivos em escala e P&D. Nesse sentido, o Brasil exporta bens manufaturados para países em desenvolvimento e importa o mesmo produto com maior sofisticação tecnológica de países desenvolvidos.

Carmo e Bittencourt (2013a), em estudo sobre o comércio intraindustrial entre Brasil e os países da OCDE, encontram que o comércio intraindustrial vertical é superior ao comércio intraindustrial horizontal e que os produtos exportados pelo Brasil possuem qualidade inferior à dos produtos importados em todas as relações bilaterais. Os autores chegaram a essas conclusões a partir do cálculo de comércio intraindustrial proposto por Grubel e Lloyd (1975). Posteriormente, para desagregação de comércio intraindustrial em horizontal e vertical, fizeram uso do critério de similaridade do produto proposto por Greenway, Hine e Milner (1995) e Fontagné e Freudenberg (1997).

Em estudo posterior, referente ao comércio intraindustrial entre Brasil e Argentina para os anos de 1995 a 2009, Carmo e Bittencourt (2013b) concluem que as trocas intraindustriais entre os países apresentaram comportamento crescente. Além disso, os autores observaram que

no início do período analisado a maior parte do comércio intraindustrial ocorria em produtos verticalmente diferenciados sendo a qualidade dos produtos exportados pelo Brasil inferior à qualidade dos produtos argentinos. Contudo, ao longo dos anos, observaram que a qualidade dos produtos brasileiros e argentinos se tornou mais similar.

O estudo de Castellano, Oliveira e Bittencourt (2019), por sua vez, analisa a qualidade do comércio entre o Brasil e os países da OCDE. Os autores calcularam o comércio intraindustrial a partir dos índices propostos por Grubel e Lloyd (1975) e, também, por Fontagné e Freudenberg (1997). Posteriormente, desagregaram o comércio intraindustrial em vertical superior e inferior, a fim de verificar se há diferenciação vertical entre os produtos exportados e importados pelo Brasil aos países da OCDE. A análise foi feita para produtos do mesmo setor, desagregados em seis dígitos do Sistema Harmonizado e divididos em 15 setores. Os autores verificaram que, no geral, os produtos exportados pelo Brasil apresentam qualidade inferior aos produtos importados no período entre 2001 e 2016.

3.2.3 VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

O advento de estudos voltados à análise dos impactos da volatilidade cambial¹⁹ datam de meados da década de setenta, quando, após o colapso²⁰ do sistema de Bretton Woods, as taxas de câmbios deixam de ser fixas e passam a flutuar de acordo com a oferta e demanda de divisas (MCKENZIE, 1999), ou, então, a serem apenas parcialmente controladas (SOUZA *et al.*, 2018). Em relação ao comércio internacional, a volatilidade cambial pode afetá-lo diretamente, por meio de ajustes de custos e incerteza e, também, indiretamente através de seu efeito na estrutura de produção, investimento e política governamental de um país (CÔTÉ, 1994). No entanto, as evidências encontradas acerca de tais efeitos, tanto no âmbito teórico quanto empírico, estão longe de serem conclusivas (MCKENZIE, 1999).

No geral, a maior parte dos estudos seguem o argumento de que o volume de exportação independe do nível da taxa de câmbio e que o risco cambial é a principal fonte de incerteza acerca do lucro do exportador. Nesse sentido, se a volatilidade da taxa de câmbio aumenta, então a incerteza sobre o lucro aumenta. Como os exportadores são avessos ao risco

¹⁹ A volatilidade cambial é entendida como o risco associado a movimentos inesperados da taxa de câmbio e pode ser causada por fatores como, por exemplo, taxa de inflação, taxa de juros e balanço de pagamentos (OZTURK, 2006).

²⁰ Ver Garber (1993) para maiores detalhes sobre o fim do sistema de Bretton Woods.

e o *hedge*²¹ contra o risco de taxa de câmbio é oneroso, o aumento da incerteza sobre lucro reduz os benefícios e o volume do comércio internacional. Dessa forma, quanto maior for a volatilidade cambial, menor será o volume comercial entre os países (FRANKE, 1991). Seguindo esse raciocínio, Chowdhury (1993) analisa o impacto da incerteza cambial nas transações comerciais entre os países-membros do G-7 e conclui que a volatilidade impacta significativamente de forma negativa o volume de exportação em cada país. Dell’Ariccia (1999), a partir de um modelo gravitacional estimado por meio de dados em painel, sugere que a volatilidade do câmbio afeta negativamente o comércio bilateral entre os países da Europa Ocidental²².

Não obstante o impacto negativo da volatilidade da taxa de câmbio ser mais comumente encontrado na literatura, alguns trabalhos mais recentes começaram a focar nas oportunidades criadas por meio da incerteza cambial. Nesse sentido, “[...] *when the exchange rate becomes more variable, the probability of making large profits increases. Exporting can be seen as an “option” that is exercised in favourable conditions. The value of the option increases when the variability of the exchange rate increases*” (CÔTÉ, 1994, p. 2). Franke (1991), um dos estudos pioneiros no assunto, sugere que as firmas, na média, entrarão no mercado mais cedo e sairão mais tarde, quanto mais intensa for a incerteza cambial, aumentando, dessa forma, o número de firmas realizando trocas comerciais e, portanto, o comércio internacional em geral. McKenzie e Brooks (1997), em estudo sobre o comércio bilateral entre Alemanha e Estados Unidos, sugerem que a volatilidade cambial é estatisticamente significativa e impacta a relação comercial positivamente. Hwang e Lee (2005) analisam os fluxos comerciais do Reino Unido entre 1990 e 2000 e encontram uma relação positiva entre a volatilidade cambial e as importações²³.

Ademais, existem, também, estudos nos quais a volatilidade cambial não possui efeito sobre o comércio internacional. Gagnon (1993) constrói um modelo de otimização dinâmica intertemporal em um ambiente de incerteza onde os agentes são avessos ao risco e demonstra que o câmbio volátil tem efeito insignificante sobre o nível de comércio entre os países.²⁴

²¹ O *hedge* contra o risco da taxa de câmbio normalmente não é feito, pois os mercados a termo não são acessíveis a todos os *traders*. Além disso, são onerosos, uma vez que o tamanho dos contratos é geralmente grande e a maturidade é relativamente curta (OZTURK, 2006).

²² Ver também Clark (1973); Ethier (1973); Baron (1976); Thursby e Thursby (1987); Rose (2000); Clark *et al.* (2004); para outras análises de efeitos negativos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional.

²³ Ver também Giovannini (1988), Sercu e Vanhulle (1992), Bahmani-Oskooee, Harvey, Hegerty (2012) para demais análises de efeitos positivos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional.

²⁴ Conforme Gagnon (1993), o fim do sistema de Bretton Woods, quando as taxas de câmbio deixam de ser fixas e passam a flutuar, contribuiu para diminuir o volume de comércio internacional em cerca de 1% a 3%. Mesmo que

Aristoteulos (2001) analisa as exportações britânicas para os Estados Unidos entre 1989 e 1999 e sugere que as mesmas não foram influenciadas pela volatilidade do câmbio e os diferentes regimes cambiais adotados durante o período²⁵. Conforme Ozturk (2006), existem diversos fatores que podem estar relacionados à divergência dos resultados obtidos, como, por exemplo, especificação do modelo empírico, horizonte temporal analisado, medida de volatilidade cambial e, também, nível de desenvolvimento dos países considerados.

A análise da influência das oscilações cambiais sobre a economia brasileira, principalmente a partir do século XXI, tem-se mostrado um campo fértil de pesquisa em comércio internacional. Bittencourt, Larson e Thompson (2007), a partir de um modelo gravitacional, analisam o impacto da volatilidade da taxa de câmbio sobre o fluxo de comércio setorial do Mercosul. Fazendo uso de medidas de volatilidade como o desvio padrão móvel e a volatilidade de Pereg e Steinherr (1989), os autores concluem que o aumento da volatilidade cambial, bem como o crescimento da renda e a redução das tarifas comerciais contribuem para aumentar o comércio bilateral entre os países do Mercosul. Também a partir de um modelo gravitacional, Carmo e Bittencourt (2012) examinam os efeitos da variabilidade cambial sobre a diversificação da pauta de exportação brasileira entre 1999 a 2009 e concluem que esta é afetada negativamente por aquela.

Mais recentemente, Souza *et al.* (2018) analisam a influência da volatilidade da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras para os Estados Unidos entre janeiro de 1999 e fevereiro de 2017. A partir do método de cointegração de Pesaran, Shin e Smith (2001) via modelos autorregressivos de defasagem distribuída (ARDL) e fazendo uso de duas medidas lineares (desvio padrão móvel de seis meses e o processo estocástico autorregressivo dos erros heteroscedásticos Garch) e duas não lineares (os processos estocásticos autorregressivos dos erros heteroscedásticos Tgarch e Egarch) para o cálculo da volatilidade cambial, os autores encontraram que as medidas lineares foram mais significativas que as não lineares e que os setores que foram mais afetados negativamente pela oscilação cambial são de produtos que apresentam elevada dependência do capital externo e, também, produtos essencialmente manufaturados ou com baixo valor agregado.

esses valores não sejam estatisticamente significantes, segundo o autor, são economicamente significantes. Entretanto, existem razões para acreditar que tais valores são exagerados, como, por exemplo, a existência de mercados futuros, que reduz de forma inequívoca os impactos da variabilidade da taxa de câmbio.

²⁵ Ver também IMF (1984), Asseery e Peel (1991), Gotur (1985), Bailey, Tavlas, Ulan (1986) para outros exemplos nos quais a volatilidade cambial não afeta o comércio.

Corrêa, Vasconcelos e Lima Jr. (2018) investigam o efeito de longo prazo da volatilidade da taxa de câmbio real sobre produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados exportados pelo Brasil para seus principais parceiros comerciais. Os autores mensuram a volatilidade cambial a partir da abordagem de cointegração via modelo ARDL, teste de Fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001) e concluem que essa variável impacta negativamente as exportações brasileiras para o Mercosul. Em relação às exportações para os EUA, a volatilidade cambial mostrou influenciar negativamente nos produtos manufaturados e semimanufaturados mas positivamente na análise desagregada e em capítulos da NCM. Para a União Europeia, por sua vez, ocorreu significância estatística na análise apenas de longo prazo entre volatilidade e exportações com predomínio de efeito negativo.

Ademais, Pires e Vasconcelos (2018) investigam a dualidade simétrica ou assimétrica da variabilidade cambial real bilateral com o objetivo de entender se o fluxo de exportação entre Brasil e EUA responde de forma igual (volatilidade simétrica) ou desigual (volatilidade assimétrica) às flutuações na taxa de câmbio. Os autores concluem que não considerar os efeitos assimétricos na volatilidade da taxa de câmbio real bilateral em modelos de exportação internacional pode ser restritivo, uma vez que encontraram assimetria em parcela significativa da amostra utilizada.

Correa e Bittencourt (2019), por sua vez, analisam a volatilidade da taxa de câmbio sobre a composição das exportações brasileiras entre 2001 e 2017 e concluem que a oscilação cambial tem efeito negativo sobre o setor de manufaturados, positivo nas exportações de produtos básicos e nenhum efeito sobre os produtos semimanufaturados.

3.3 METODOLOGIA

3.3.1 EQUAÇÃO GRAVITACIONAL

O objetivo central do presente ensaio consiste em analisar os efeitos da volatilidade cambial sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal entre os países-membros do Mercosul: Argentina, Brasil, Paraguai, Uruguai²⁶. Desse modo, o modelo empírico a ser estimado será uma versão modificada do modelo gravitacional de comércio.

²⁶ Apesar de ser um membro pleno do Mercosul desde 2012, a Venezuela não foi considerada no presente trabalho devido à sua participação compreender apenas 5 anos de todo o período considerado pela amostra.

Muitas vezes descrito como o carro chefe das análises de comércio internacional, o modelo gravitacional é uma das técnicas mais populares e bem sucedidas na economia. Inúmeros são os estudos que fazem uso da equação gravitacional para estimar e quantificar os efeitos e impactos dos numerosos determinantes do comércio internacional (YOTOV *et al.* 2016).

Conforme Yotov *et al.* (2016), existem, pelo menos, cinco argumentos que podem explicar o notável sucesso e popularidade do modelo gravitacional. Primeiro, o modelo é bastante intuitivo. Baseado na Lei da Gravidade de Isaac Newton, prediz que o comércio internacional entre dois países será diretamente proporcional ao seus tamanhos e inversamente proporcional às suas distâncias geográficas. Segundo, o modelo gravitacional é um modelo estrutural com sólidas fundamentações teóricas. Nesse sentido, faz com que sua estrutura seja apropriada para análises contrafactuais. Terceiro, o modelo gravitacional representa um cenário de equilíbrio geral realista capaz de admitir múltiplos países, setores e firmas. Quarto, a equação de gravidade possui a característica de ser altamente adaptável tornando possível a investigação das relações entre comércio e outras variáveis como mercado de trabalho, investimento, meio ambiente, etc. Por fim, o quinto argumento refere-se ao seu poder de predição posto que, no geral, as equações empíricas do modelo gravitacional fornecem correspondência entre 60% a 90% com os dados agregados, bem como com dados setoriais para bens e serviços.

Isso posto, foi a partir do trabalho de Tinbergen (1961) que o modelo gravitacional passou a desempenhar um papel importante no que diz respeito aos estudos empíricos de comércio internacional (CARMO; BITTENCOURT, 2013a). As fundamentações microeconômicas deste modelo são baseadas na teoria do comércio sob concorrência imperfeita e, mais especificamente, na teoria do comércio intraindustrial (DELL'ARICCIA, 1999). Grosso modo, portanto, o modelo é a solução de um sistema de equilíbrio geral de comércio de bens finais no qual o volume comercial será proporcional ao Produto Interno Bruto (PIB) dos países e inversamente proporcional à distância geográfica entre os mesmos (CARMO; BITTENCOURT, 2013a). A ideia é que países economicamente maiores tendem a comercializar mais, em termos absolutos, e que a distância geográfica, tida como *proxy* para custos de transporte, arrefece as transações bilaterais. Variações do modelo podem, também, incluir a variável de renda *per capita* para representar especialização. Isto é, países mais ricos tendem a ser mais especializados e, portanto, apresentar maior volume de comércio, dado

qualquer nível de PIB. Ademais, é comum a inclusão de variáveis *dummies*²⁷ para controlar diferentes fatores que podem afetar os custos de transação, como, por exemplo, fronteira territorial, idioma, participação em acordos de comércio, etc. (DELL'ARICCIA, 1999).

Conforme Bergstrand (1985), costumeiramente, a equação log-linear indica que um fluxo comercial de origem i com destino j pode ser explicado por forças econômicas oriundas do lugar de origem, de destino e, também, por forças que colaboram ou dificultam a fluidez do fluxo comercial entre a origem e o destino. Na literatura sobre comércio internacional, os fluxos comerciais agregados brutos bilaterais são explicados, geralmente, de acordo com a seguinte equação:

$$PX_{ij} = \beta_0(Y_i)^{\beta_1}(Y_j)^{\beta_2}(D_{ij})^{\beta_3}(A_{ij})^{\beta_4} u_{ij} \quad (5)$$

Em que: PX_{ij} é o valor, em dólares, do fluxo comercial do país i para o país j , Y_i (Y_j) é o valor nominal, em dólares, do PIB em i (j), D_{ij} é a distância geográfica entre i e j , A_{ij} são outros quaisquer fatores que contribuem ou impedem o comércio entre i e j e u_{ij} é o termo de erro com distribuição log-normal com $E(\ln u_{ij}) = 0$.

De acordo com Carmo e Bittencourt (2013), na forma logaritmizada, a equação gravitacional pode ser escrita como:

$$\ln T_{ij} = \delta_1 \ln Y_i + \delta_2 \ln Y_j - \delta_3 \ln D_{ij} + u_{ij} \quad (6)$$

Ou, então:

$$T_{ij} = \exp(\ln Y_i + \delta_2 \ln Y_j - \delta_3 \ln D_{ij} + u_{ij}) \quad (7)$$

As equações a serem estimadas no presente estudo incluem, além das variáveis explicativas de PIB e distância geográfica, uma variável para captar a distribuição de renda do parceiro comercial e a variável de interesse, volatilidade cambial. A variável dependente será representada pelo comércio intraindustrial, calculada a partir do Índice de Grubel-Lloyd (1975) e Fontagné e Freudenberg (1997), que serão especificados abaixo.

²⁷ Conforme Missio e Jacob (2007), a variável dependente de uma regressão pode ser influenciada por variáveis de natureza quantitativa ou qualitativa. Diferentemente das variáveis quantitativas, que podem ser facilmente mensuradas, as variáveis qualitativas indicam a presença ou ausência de uma qualidade ou atributo. Dessa forma, conforme os autores, uma maneira para quantificar esses atributos é a partir de variáveis que assumam valores de 1 ou 0, indicando a presença e a ausência do atributo, respectivamente.

3.3.2 MODELOS EMPÍRICOS, VARIÁVEIS E BASE DE DADOS

Dadas as justificativas supracitadas para se analisar o comércio internacional por meio do modelo gravitacional, especificamente, no presente trabalho, as equações a serem utilizadas na formulação do modelo empírico seguem as seguintes especificações²⁸:

$$CII_{vertical} = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_{ijt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 GINI_{ijt} + \beta_4 \ln VOL_{ijt} \quad (8)$$

$$CII_{horizontal} = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_{ijt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 GINI_{ijt} + \beta_4 \ln VOL_{ijt} \quad (9)$$

Em que: $CII_{vertical}$ é a parcela do comércio intraindustrial de natureza vertical, $CII_{horizontal}$ é a parcela do comércio intraindustrial de natureza horizontal, PIB_{ijt} é o Produto Interno Bruto dos países, *proxy* para tamanho econômico, $DIST_{ij}$ é a distância geográfica, $GINI_{ijt}$ é a variável que representa a desigualdade na distribuição de renda e VOL_{ijt} é a volatilidade da taxa de câmbio.

3.3.2.1 Variável dependente

A variável dependente modelo a ser estimado será representada pelo comércio intraindustrial vertical e horizontal entre os países do Mercosul. Como explicitado anteriormente, existe muita divergência de conclusões acerca do impacto da volatilidade cambial sobre o comércio internacional. Como resultado, estudos mais recentes têm feito uso de dados de comércio intraindustrial na tentativa de isolar as causas dos efeitos ambíguos (BAHMANI-OSKOOEE; HARVEY; HEGERTY, 2012). Isso posto, a próxima sessão apresenta o cálculo de comércio intraindustrial a partir do Índice de Grubel-Lloyd (1975) e Fontagné e Freudenberg (1997). Posteriormente, o comércio intraindustrial será desagregado em vertical e horizontal a partir do critério de similaridade do produto proposto por Greenaway, Hine e Milner (1995) e, também, por Fontagné e Freudenberg (1997).

²⁸ As hipóteses sobre as variáveis dependentes escolhidas constam na seção 3.3.2.4.

3.3.2.2 Índice de comércio intraindustrial

Desde a década de 1960, diversos cálculos²⁹ foram propostos com o intuito de mensurar a magnitude do comércio intraindustrial, contudo, o índice de Grubel-Lloyd (GL) ainda se mostra mais frequentemente utilizado na literatura empírica sobre o assunto. Formalmente, conforme Grubel e Lloyd (1975), o comércio intraindustrial é definido como o valor das exportações de uma indústria que é exatamente compensado por importações da mesma indústria. Sendo assim, o índice GL é calculado de acordo com a seguinte equação:

$$GL = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i + m_i) - \sum_{i=1}^n |x_i - m_i|}{\sum_{i=1}^n (x_i + m_i)} \quad (10)$$

Em que: x_i : Exportação do produto ou setor i ;

m_i : Importação do produto ou setor i .

Análiticamente, um índice GL igual a 0 indica que o país exporta um produto j , da indústria i , sem importá-lo, ou vice-versa, tratando-se, portanto, do comércio interindústria. Por outro lado, um índice GL próximo de 1 ocorre quando o país exporta um produto j e também o importa, configurando-se em comércio intraindústria³⁰.

De acordo com Fontagné e Freudenberg (1997), no entanto, existem algumas limitações em relação ao índice GL. A primeira delas se refere ao fato do mesmo apresentar forte sensibilidade quanto ao nível de agregação do produto e a segunda diz respeito ao viés de agregação geográfica.

O viés relacionado à agregação dos dados ocorre devido ao nível muito baixo ou muito alto de desagregação de produtos na classificação de comércio. O estudo de Vasconcelos (2003) atenta para o fato de que trabalhar com observações muito agregadas, nível de um dígito da classificação padrão do comércio internacional (SITC), por exemplo, pode acarretar perda de identidade da indústria, incorporando, dessa forma, produtos que não deveriam ser considerados em determinada indústria ao índice. Dessa forma, de acordo com a definição do índice de GL, o resultado estaria superestimando o verdadeiro nível de comércio intraindustrial.

²⁹ Ver Balassa (1966), Aquino (1978), Greenaway e Milner (1983), Fontagné e Freudenberg (1997), Menon e Dixon (1997).

³⁰ Por exemplo, se o cálculo do Índice GL apresentar um valor de 0,4, isso significa que 40% do comércio é de natureza intraindustrial e 60% é de natureza interindustrial.

Entretanto, ao se trabalhar com observações muito desagregadas, o índice GL sofreria uma subestimação, uma vez que poderia ocorrer a separação de produtos de uma mesma indústria (GRANÇO, 2011).

Além disso, embora os estudos sobre fluxos de comércio utilizando dados agregados tenham produzido resultados importantes, o viés de agregação geográfica pode acarretar sérios problemas nas estimações. Conforme Granço (2011), um exemplo disso seria o Brasil exportar um produto j para a Argentina e importar o mesmo produto do Uruguai. Nessa situação, o índice GL, calculado para o comércio total de j , considerando Argentina e Uruguai como um bloco, indicaria a presença de comércio intraindustrial, uma vez que o Brasil exportou e importou o produto j do mesmo bloco. Porém, quando o índice GL é calculado com base nas relações bilaterais não se obtém comércio intraindustrial, pois o Brasil exportou j para a Argentina, não tendo importado nenhuma quantidade j desse país. Em compensação o Brasil importou j do Uruguai, sem ter exportado produtos dessa mesma indústria para este mesmo destino. Dessa forma, o Brasil não apresentaria comércio intraindustrial no produto j nem com a Argentina nem com o Uruguai.

Sendo assim, conforme Bahmani-Oskooee e Hegerty (2007), estudos que consideram relações bilaterais podem fornecer uma análise mais precisa, uma vez que avaliam a taxa de câmbio bilateral—que é a taxa efetivamente utilizada por exportadores e importadores. Além disso, a adoção de uma metodologia que decompõe o comércio total em diferentes tipos (interindústria e intraindústria) e utiliza relações bilaterais “[...] *minimises different biases and gives a single explanation to each flow registered, offering a guaranty of coherence between theoretical insights and empirical measurement.*” (FONTAGNÉ; FREUDENBERG, 1997, p. 10).

Além disso, Fontagné e Freudenberg (1997) atentam para o fato de que o Índice de GL, tal qual utilizado em Balassa (1986); Greenway, Milner (1983), Greenway, Hine e Milner (1995), por exemplo, considera o comércio intraindustrial como a parcela equilibrada do comércio, ou seja, na qual há sobreposição entre exportação e importação. O comércio interindustrial, por sua vez, é caracterizado pela parcela desequilibrada. Dessa forma, o fluxo comercial entre dois países de determinado produto pode ser ao mesmo tempo tanto de natureza intraindustrial quanto interindustrial. Nesse sentido, conforme Castellano, Oliveira e Bittencourt (2019) cria-se um problema de interpretação, posto que a parcela desequilibrada (interindustrial) seria explicada pela teoria tradicional de competição perfeita ao passo que a parcela equilibrada (intraindustrial) seria baseada nas novas teorias de comércio internacional pautadas na hipótese de competição imperfeita.

Para contornar essa situação, Fontagné e Freudenberg (1997) propõem um método alternativo³¹ de cálculo do comércio intraindustrial, denominado aqui de FF, conforme a equação (7):

$$FF = \frac{\text{Min}(X_{kk'it}, M_{kk'it})}{\text{Max}(X_{kk'it}, M_{kk'it})} > 10\% \quad (11)$$

Em que: X : exportação; M : importação; k : país de origem; k' : país de destino; i : produto; t : período.

De acordo com esse método, o comércio de um determinado produto será caracterizado apenas por natureza intraindustrial ou apenas interindustrial conforme um grau arbitrário de sobreposição. Se o valor do fluxo minoritário de comércio (importação ou exportação), representar mais de 10% do fluxo majoritário, então, o comércio apresentará natureza intraindustrial. Caso contrário, se o fluxo minoritário for muito baixo, o comércio resultante será do tipo interindustrial (CASTELLANO; OLIVEIRA; BITTENCOURT, 2019).

Diante desse contexto, para as análises conduzidas no presente ensaio, serão utilizados dados de fluxos comerciais bilaterais desagregados ao nível de quatro dígitos do Sistema Harmonizado. A escolha pela análise bilateral evita a superestimação do comércio intraindustrial através do Índice de Grubel-Lloyd e a agregação do produto a quatro dígitos permite distinguir os produtos dentro de uma mesma indústria. Sendo assim, busca-se contornar o viés de agregação e o viés geográfico. Ademais, o comércio intraindustrial será calculado, também, a partir do método de FF de Fontagné e Freudenberg (1997).

3.3.2.3 Desagregação do comércio intraindustrial em horizontal e vertical

Como dito anteriormente, o comércio intraindustrial pode ser desagregado em horizontal e vertical. Uma vez que o primeiro é caracterizado por variedade de produtos de qualidade similar e o segundo é definido por produtos de qualidades distintas, ambas as variações apresentam diferentes arcabouços teóricos. Nesse sentido, a importância de levar em

³¹ “Although the Grubel-Lloyd Index and the Two-Way Trade Index measure two different phenomenon—the GrubelLloyd Index measures the degree of trade overlap, while the two-way trade index considers all trade over the percent threshold to be two-way trade— when they are compared, they are quite similar. Fontagné, and Freudenberg (1997), using regression analysis and a quadratic specification, found the fit between the two indices to be impressive: $R^2 = 0.97$. Given the longevity of the Grubel-Lloyd Index, this goodness of fit has provided some comfort to researchers” (ANDRESSEN, p. 16, 2003).

consideração a desagregação do comércio intraindustrial em vertical e horizontal deriva do fato de que diferentes características de indústrias (e países) serão associadas ao comércio de dois tipos de produtos (GREENAWAY; HINE; MILNER, 1995). Além disso, “*the diversity of econometric results might be explained by the mismeasurement of IIT³², because the usual IIT index includes both horizontal and vertical IIT. Results might improve if pure vertical or pure horizontal measures are used.*” (BLANES; MARTÍN, 2000, p. 423).

As técnicas para desagregação do comércio intraindustrial em horizontal e vertical surgem a partir dos anos noventa com os estudos de Abd-el-Rahman (1991), Greenway, Hine e Milner (1995) e Fontagné e Freudenberg (1997). Os cálculos são baseados no uso de valores unitários para medir o preço médio de um produto. O racional por trás disso está no fato de que, sob a premissa de informação perfeita³³, um produto vendido por um preço maior deve apresentar qualidade melhor. Conforme Greenway, Hine, Milner (1995), a maior parte dos estudos sobre qualidade dos produtos em comércio internacional partem do pressuposto de que preços relativos refletem qualidades relativas.

Sendo assim, o modelo a ser estimado pelo presente estudo desagregará o comércio intraindustrial total em vertical e horizontal a partir do critério de similaridade do produto proposto por Greenaway, Hine e Milner (1995) e, também, modificado por Fontagné e Freudenberg (1997).

Greenway, Hine, Milner (1995) propõem a seguinte equação:

$$1 - \alpha \leq \frac{VUX_{kijt}}{VUM_{kijt}} \leq 1 + \alpha \quad (12)$$

Ou seja, o padrão de diferenciação de produto será determinado pela razão obtida da divisão do valor unitário do produto (k) exportado (VUX_{kijt}) e importado (VUM_{kijt}) entre os países i e j no ano t . Nesse caso, quando a razão entre os valores unitários apresenta um valor próximo da unidade, entende-se que os produtos comercializados possuem qualidades semelhantes e, assim sendo, caracterizam o comércio intraindustrial horizontal. Caso contrário, quando a razão entre os valores unitários se afasta demasiadamente da unidade, considera-se que os produtos comercializados apresentam qualidades distintas e, portanto, refletem o comércio intraindustrial vertical. A definição de proximidade ou distância dos valores unitários

³² *Intraindustry trade.*

³³ Mesmo considerando informação imperfeita, os preços tendem a refletir qualidade (STIGLITZ, 1987).

da unidade será baseada no intervalo de dispersão $[(1-\alpha); (1+\alpha)]$. O presente trabalho utilizará o valor estipulado para α tal qual em Greenaway, Hine e Milner (1995) de 15%. Sendo assim, o intervalo definido será de $[0,85; 1,15]$.

Fontagné e Freudenberg (1997), por outro lado, propõe uma alteração no cálculo, estratégia também adotada no presente trabalho³⁴:

$$\frac{1}{1+\alpha} \leq \frac{VUX_{kijt}}{VUM_{kijt}} \leq 1 + \alpha \quad (13)$$

Nesse sentido, o intervalo considerado para esse caso será de $[0,8696; 1,15]$.

3.3.2.4 Variáveis explicativas

Com base em ferramental teórico e na literatura de trabalhos empíricos, o presente ensaio considera quatro variáveis explicativas para o comércio intraindustrial entre os países do Mercosul. Além das variáveis padrão do modelo gravitacional de comércio, tamanho do parceiro comercial (PIB_{ijt}) e distância geográfica ($DIST_{ij}$), adiciona-se uma variável para captar a distribuição de renda do país parceiro, definida a partir do coeficiente de Gini ($Gini_{ij}$) e, também, a variável de interesse volatilidade da taxa de câmbio (VOL_{ijt}). É possível obter uma associação entre as variáveis definidas e as hipóteses empíricas conforme segue.

Hipótese 1: quanto maior o tamanho econômico do parceiro comercial, maiores serão as magnitudes do comércio intraindustrial. De acordo com Carmo (2010), quanto maior o tamanho econômico do parceiro comercial, maior deverá ser a quantidade demandada pelos indivíduos, proporcionando maiores possibilidades para as diferenciações dos produtos, tanto na forma horizontal (em variedade) quanto de maneira vertical (em qualidade). Conforme a literatura, será utilizado o Produto Interno Bruto (PIB_{ijt}) como *proxy* para o tamanho econômico do parceiro comercial.

³⁴ Conforme os autores, sobre a equação proposta por Greenway, Hine, Milner (1995): “*To us the left side of this condition is incoherent with the right side, and this incoherence increases with the value of α . For example, the threshold of 25% means that export unit values can be 1.25 times higher than those for imports to fulfill the similarity condition. The lower limit in that case is 0.75: import unit values need to represent at least 75% of export unit values. But this last statement can be formulated in a different way: export unit values can be 1.33 (1/0.75) times higher than import unit values, a condition which is incompatible with the condition on the right*” (FONTAGNÉ, FREUDENBERG, p. 29, 1997).

Hipótese 2: quanto maior a barreira comercial (não tarifária), menores serão as magnitudes do comércio intraindústria. As barreiras comerciais reduzirão o volume comercial e, portanto, o comércio intraindustrial. O presente estudo utilizou como *proxy* para a barreira comercial a distância geográfica entre os parceiros comerciais. De acordo com autores como Baleix e Egídio (2005), Crespo e Fontoura (2004), e Zhang, Witteloostuijn e Zhou (2005), a distância entre os parceiros comerciais tende a diminuir as magnitudes do comércio intraindustrial devido aos maiores custos de transporte envolvidos na operação comercial. Além disso, os produtos importados de países distantes sofrem mais com a concorrência dos produtos de países vizinhos.

Hipótese 3: Conforme Crespo e Fontoura (2004), o comércio de bens de qualidade diferente aumenta à medida que cresce o diferencial de distribuição de renda entre os países envolvidos. Ou seja, países com Índices de Gini bastante discrepantes tendem a intensificar o comércio de bens verticalmente diferenciados. Alternativamente, países com distribuição de renda similares tendem a intensificar as transações envolvendo bens horizontalmente diferenciados. Dessa forma, espera-se que o sinal do coeficiente da variável seja positivo no modelo considerando o comércio intraindustrial vertical e negativo no modelo de comércio intraindustrial horizontal. Isso posto, a variável Gini i_{jt} será calculada, conforme Crespo e Fontoura (2004), a partir da seguinte equação: $Gini_{ijt} = \left| \frac{(Gini_i - Gini_j)}{Gini_i} \right|$.

3.3.2.5 Medidas de volatilidade cambial

Para dar continuidade aos objetivos propostos no presente ensaio, faz-se necessário a escolha e utilização de uma medida de volatilidade cambial.

Conforme Bahmani-Oskooee, Harvey, Hegerty (2012), não existe um cálculo de variação cambial que seja unanimemente acordado como o mais adequado, embora alguns sejam mais frequentemente utilizados. Sheldon *et al.* (2013) sustentam a ideia de que a construção da variável que mensura a volatilidade da taxa de câmbio possui certo grau de arbitrariedade envolvido, tanto no que diz respeito à medida que se deve utilizar quanto sobre qual o período de tempo que a mesma deve levar em consideração.

Dessa maneira, o cálculo da volatilidade cambial bilateral para o tempo t será mensurada por meio do desvio padrão da primeira diferença do logaritmo natural da taxa real de câmbio bilateral anual entre o país i e o país j , no período $t-1$, conforme a equação a seguir³⁵:

$$VOL_{ijt} = S_{ijt} = \text{desvio padrão} [\ln(e_{ij(t-1),m}) - \ln(e_{ij(t-1),m-1})]; \quad m = 2; 4; 6. \quad (14)$$

Para sua aplicação, será utilizada a taxa real e nominal de câmbio anual dos países que compõem o Mercosul, no período compreendido entre 2001 a 2017, com uma defasagem de dois, quatro e seis anos. Isso porque, de acordo com Mundell (1961 *apud* CARMO, 2014), pode ocorrer uma causalidade com direção oposta entre a volatilidade da taxa real de câmbio e o comércio internacional, uma vez que os fluxos de comércio podem estabilizar as flutuações da taxa real de câmbio, reduzindo, assim, a sua volatilidade. Dessa maneira, a volatilidade da taxa de câmbio passa a ter uma natureza endógena no modelo empírico. Esse fato constitui-se um problema na medida em que a endogeneidade pode fazer com que os parâmetros obtidos na estimação sejam inconsistentes (WOOLDRIDGE, 2002). Dessa forma, para contornar essa situação, o presente trabalho mensura a volatilidade da taxa real e nominal do câmbio com dois, quatro e seis períodos de defasagem³⁶.

A título de comparação entre medidas de oscilações cambiais, o presente ensaio utiliza, também, a medida de volatilidade baseada em Pereg e Steinherr (1989), conforme a equação abaixo:

$$V_{ij,t} = u_{ij,t} = \frac{\max X_{ij,t-k}^t - \min X_{ij,t-k}^t}{\min X_{ij,t-k}^t} + \left[1 + \frac{|X_{ij,t} - X_{ij,t}^k|}{X_{ij,t}^k} \right]^2 \quad (15)$$

Em que: k é a duração do período, $\min X_{ij,t}^t$ é o valor absoluto mínimo da taxa de câmbio real nos últimos k períodos, $\max X_{ij,t}^t$ é o valor absoluto máximo da taxa real de câmbio nos últimos k períodos, $X_{ij,t}^k$ é a média dos valores absolutos da taxa de câmbio real para os últimos k períodos. Conforme Pereg e Steinherr (1989), assume-se que as experiências passadas a respeito dos valores máximo e mínimo da taxa de câmbio, ajustadas pela experiência do ano anterior relativa a uma taxa de câmbio de “equilíbrio”, é o que define a incerteza dos agentes

³⁵ A escolha desse cálculo de volatilidade se deve ao fato de ser um dos mais frequentemente utilizados, conforme Sheldon *et al.* (2013, p.16), “[...] typically, the measures used have been some variant on the standard deviation of the exchange rate; for example, the standard deviation of the percentage change in exchange rates or the standard deviation of the first differences in the logarithmic exchange rate.”

³⁶ Carmo (2014) utiliza defasagem de um período para controlar o problema da endogeneidade.

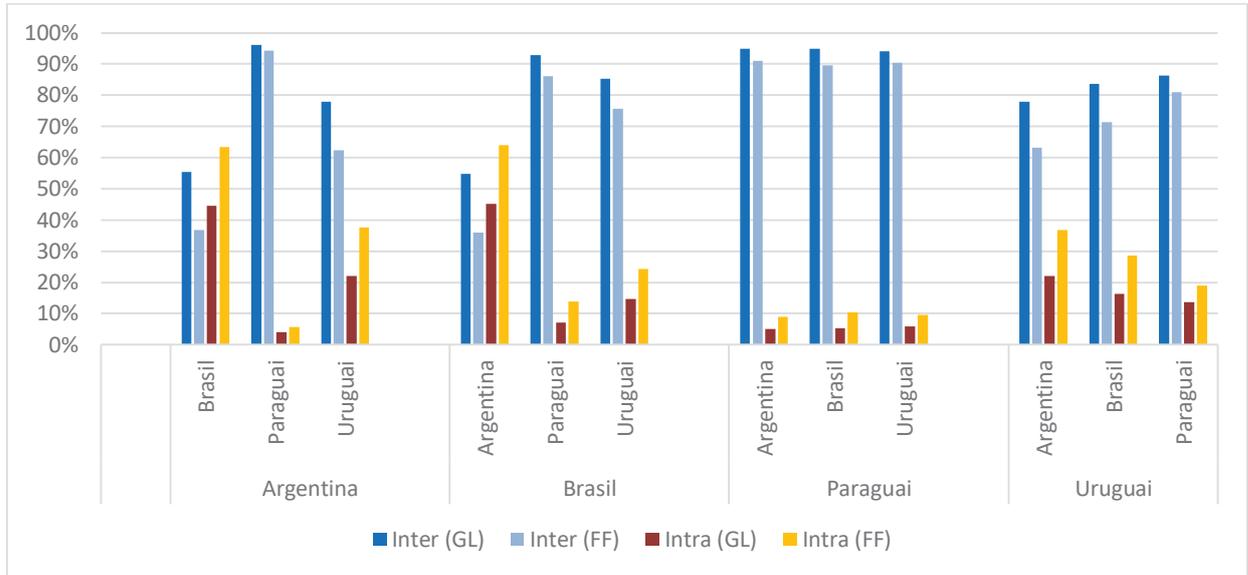
econômicos. Além disso, de acordo com Bittencourt, Larson e Thompson (2007), é importante ressaltar que o cálculo acima enfatiza os efeitos de médio a longo prazo da incerteza da taxa de câmbio. Sendo assim, alterações cambiais significativas ocorridas no passado geram a volatilidade esperada.

3.3.3 BASE DE DADOS

A base de dados construída para as análises conduzidas no presente ensaio possui observações referentes a 12 relações bilaterais entre os países-membros do Mercosul – Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai. Os dados relativos ao PIB e taxa de câmbio nominal foram retirados da base de dados do Banco Mundial. A taxa de câmbio real foi obtida da base de dados do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA). A distância entre os países foi retirada da base de dados da CEPII e está calculada em km entre as principais cidades econômicas dos países, fazendo com que a distância entre o Brasil e Argentina, por exemplo, seja medida pela distância entre as cidades de São Paulo e Buenos Aires, e não pela distância entre as cidades de Brasília e Buenos Aires. O Índice de Gini, por sua vez, foi obtido da base de dados do Gapminder (2019). Por fim, os dados referentes aos produtos comercializados utilizados no cálculo da variável dependente foram extraídos da base de dados do TRADEMAP e estão desagregados no nível de quatro dígitos do Sistema Harmonizado, totalizando 1.259 produtos para cada ano e relação bilateral.

Os gráficos a seguir expõem algumas informações obtidas a partir da análise da base de dados.

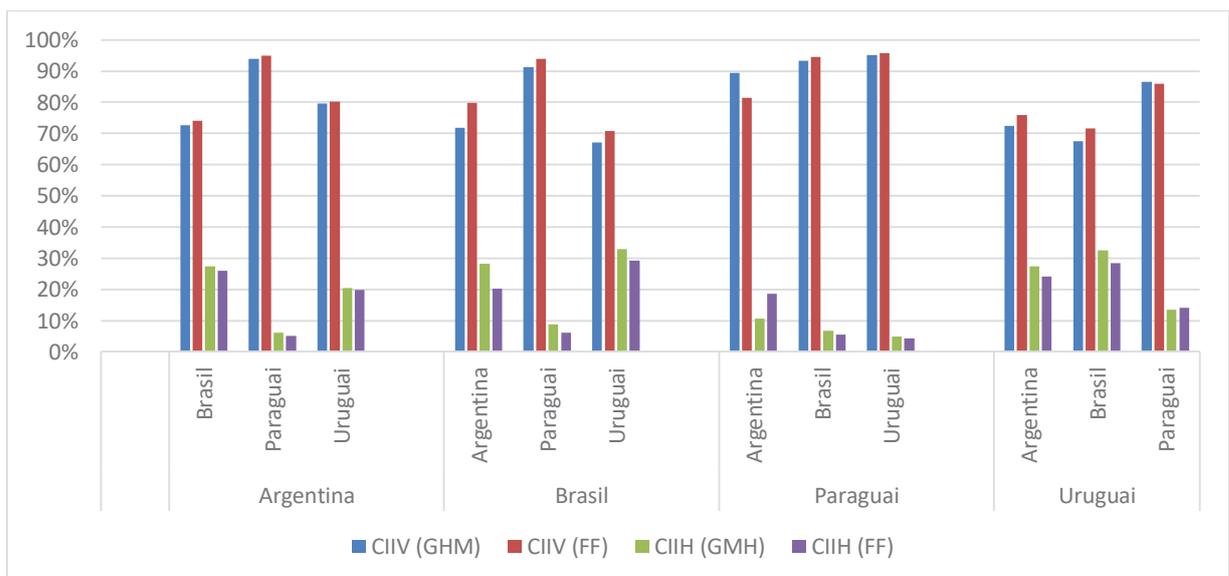
GRÁFICO 6 – COMÉRCIO INTERINDUSTRIAL E INTRAINDUSTRIAL ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL CALCULADOS A PARTIR DO ÍNDICE GL E FF ENTRE OS ANOS DE 2001 A 2017 – EM %.



FONTE: elaboração própria a partir de dados do TRADEMAP (2019).

A partir do gráfico 6, pode-se observar que o comércio interindustrial é dominante na maior parte das relações entre os países do Mercosul, tanto medido a partir do Índice de Grubel e Lloyd (GL) quanto do índice de Fontagné e Freudenberg (FF). Apenas a relação bilateral entre Brasil e Argentina apresentou nível de comércio intraindustrial acima do interindustrial.

GRÁFICO 7 – COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL CALCULADO A PARTIR DE GREENWAY, HINE E MILNER (GHM) E FONTAGNÉ E FREUDENBERG (FF) ENTRE OS ANOS DE 2001 A 2017 – EM %.



FONTE: elaboração própria a partir de dados do TRADEMAP (2019).

O gráfico 7, por outro lado, considera apenas a parcela de comércio de natureza intraindustrial. Nota-se em todos os casos, tanto com a medida de Greenway, Hine e Milner (GHM) quanto com a medida de Fontagné e Freudenberg (FF), que o comércio intraindustrial vertical é superior ao horizontal, ou seja, os bens comercializados intraindustrialmente entre os países do Mercosul apresentam qualidades distintas.

3.3.4 PROCEDIMENTO DE ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS

Optou-se por fazer uso de dois métodos econométricos para a estimação dos parâmetros no presente ensaio. A primeira delas é técnica de dados em painel, uma vez que a base de dados utilizada apresenta observações tanto de *cross-section* quanto de séries de tempo. Basicamente, os dados em painel são caracterizados por possuírem observações tanto em dimensão espacial quanto temporal, ou seja, a mesma unidade de corte transversal é acompanhada ao longo do tempo. Segundo Hsiao (1986) essa técnica oferece uma série de vantagens em relação aos modelos em corte transversal ou aos de séries temporais como, por exemplo, permitir o uso de mais observações e com isso, aumentar o número de graus de liberdade e diminuir a colinearidade entre as variáveis explicativas. Além disso, controlam a heterogeneidade presente nas variáveis em análise e o efeito das variáveis não observadas. De acordo com Granço (2010), a principal motivação para a utilização da técnica de dados em painel é a possibilidade de controlar a heterogeneidade não observada presente nas relações bilaterais de comércio.

A justificativa para a utilização de uma abordagem alternativa nas estimações dos parâmetros decorre do fato da base de dados do presente ensaio possuir uma característica que, apesar de recorrente em dados de comércio internacional, precisa ser levada em consideração na condução das análises econométricas. Como os dados utilizados compreendem os fluxos bilaterais de comércio entre quatro países e considera produtos desagregados a quatro dígitos do Sistema Harmonizado, alguns pares de países não realizam comércio de determinados produtos em algum ponto no tempo, o que resulta em fluxos comerciais iguais a zero. O método de Mínimos Quadrados Ordinários, embora seja a técnica mais comumente utilizada na estimação de modelos gravitacionais, não leva em consideração os fluxos de comércio inexistentes. Isso porque, se a variável dependente for logaritmizada, será excluída da amostra, uma vez que o logaritmo natural não é definido para o valor zero. Westerlund e Wilhelmsson (2011), no entanto, destacam que a exclusão dessas variáveis poderá causar um viés de seleção na amostra, gerando inconsistência nos parâmetros obtidos nas estimações.

Nesse sentido, Yotov *et al.* (2016) destacam cinco métodos alternativos que buscam solucionar essa questão. O primeiro deles consiste na substituição de valores iguais a zero por números muito pequenos e arbitrários. Apesar de frequentemente utilizada por ser bastante conveniente, Head e Mayer (2014 *apud* YOTOV *et al.* 2016) afirmam se tratar de uma abordagem a ser evitada, posto que os resultados dependem das unidades de medida e a interpretação dos coeficientes da equação gravitacional como elasticidade deixam de ser factíveis.

A segunda alternativa, proposta por Eaton e Tamura (1995 *apud* YOTOV *et al.* 2016), sugere a utilização de um estimador Tobit. Contudo, não existe uma relação clara entre as hipóteses do modelo gravitacional e a determinação dos limites do Tobit, causando uma desconexão entre as estimações e a teoria.

Esse problema é elucidado no estudo de Helpman *et al.* (2008 *apud* YOTOV *et al.* 2016), o qual propõe que os exportadores devem incorrer em custos fixos para entrar no mercado, fornecendo, dessa forma, uma explicação econômica intuitiva para os fluxos comerciais iguais a zero. A técnica, que ficou conhecida como modelo de Helpman, Melitz e Rubinstein (HMR), é estimada em dois estágios. Inicialmente, para determinar a probabilidade de exportar, estima-se um modelo Probit. Posteriormente, estima-se por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) um modelo baseado na parcela positiva de fluxos comerciais que considera os custos fixos de exportação.

A quarta alternativa, por sua vez, é sugerida por Egger *et al.* (2011 *apud* YOTOV *et al.* 2016) e consiste em um modelo gravitacional em duas partes que permite decompor o efeito das variáveis explicativas sobre o a margem intensiva e extensiva de comércio.

Por fim, a quinta e última alternativa é a estimação do modelo gravitacional em forma multiplicativa ao invés de logarítmica. Proposta por Santos Silva e Tenreyro (2005), a abordagem consiste na aplicação do estimador de Máxima Verossimilhança de Poisson (*Poisson Pseudo Maximum Likelihood – PPML*). Simulações de Monte Carlo demonstram que o estimador de PPML funciona muito bem mesmo quando a proporção de zeros na amostra é alta.

Isso posto, para as análises conduzidas no presente ensaio, optou-se por fazer uso do estimador de Máxima Verossimilhança de Poisson proposto por Santos Silva e Tenreyro (2005) em forma de dados em painel. A justificativa para o uso desse método consiste no fato de que o mesmo é mais robusto na presença de heterocedasticidade e não exclui das estimações os fluxos de comércio nulos. Além disso, conforme Arvis e Shepherd (2013) e Fally (2015), o estimador de Máxima Verossimilhança de Poisson assegura que os efeitos fixos do modelo

gravitacional sejam idênticos aos seus termos estruturais correspondentes (*apud* YOTOV *et al.* 2016). Dessa maneira, com a utilização dessa técnica econométrica, a equação gravitacional deve ser estimada na forma não-linear, com a variável dependente em nível.

3.4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Analisa-se, na presente seção, o efeito das variáveis de Produto Interno Bruto (PIB_{ij}), distância geográfica (DIST_{ij}), desigualdade na distribuição de renda dos países (GINI_{ij}) e volatilidade da taxa de câmbio (VOL_{ij}), sobre o comércio intraindustrial entre os países que compõem o Mercosul no período compreendido entre 2000 a 2017. Os resultados estão reportados nas Tabelas 3, 4, 5, 6, 7 e 8. Nessas tabelas encontram-se as estimações obtidas através das técnicas econométricas de Dados em Painel com efeitos fixos e aleatórios e, também, Máxima Verossimilhança de Poisson – PPML. Além disso, o cálculo da volatilidade foi realizado com defasagem temporal de 2, 4 e 6 anos utilizando a medida de desvio padrão e a abordagem proposta por Pereg e Steinherr.

TABELA 3 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 2 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.301*** (0.024)	0.332*** (0.054)	0.270*** (0.031)	0.127** (0.076)	0.331*** (0.011)	0.337*** (0.020)	0.310*** (0.010)	0.343*** (0.019)	0.711*** (0.057)	0.560*** (0.059)	0.734*** (0.063)	0.672*** (0.107)
Ln PIB jt	0.323*** (0.024)	0.274*** (0.054)	0.229*** (0.031)	0.296*** (0.071)	0.312*** (0.011)	0.302*** (0.020)	0.245*** (0.010)	0.257*** (0.020)	0.668*** (0.046)	0.639*** (0.085)	0.711*** (0.055)	0.659*** (0.086)
Ln DIST ij					0.049 (0.051)	0.228*** (0.085)	0.0034 (0.046)	0.113 (0.080)	0.132 (0.173)	0.768** (0.392)	0.049 (0.204)	1.100** (0.502)
Ln Gini ijt	-0.061*** (0.011)	-0.077*** (0.027)	-0.021 (0.014)	-0.044 (0.037)	-0.065*** (0.010)	-0.093*** (0.026)	-0.267* (0.013)	-0.067** (0.033)	-0.190** (0.087)	-0.256 (0.183)	-0.114 (0.103)	-0.406* (0.233)
Ln Vol 2 anos (DP)	-0.069***	-0.089***	-0.080***	-0.108***	-0.065***	-0.084***	-0.067***	-0.074***	-0.001	-0.101**	0.003	-0.126**
Constante	(0.004)	(0.009)	(0.005)	(0.012)	(0.004)	(0.008)	(0.005)	(0.012)	(0.050)	(0.047)	(0.058)	(0.050)
Observações	-9.543*** (0.260)	-8.431*** (0.653)	-7.785*** (0.330)	-6.382*** (0.871)	-11.093*** (0.410)	-11.679*** (0.746)	-9.988*** (0.390)	-11.3750*** (0.762)	-29.228*** (1.962)	-30.845*** (2.244)	-30.685*** (2.084)	-37.494*** (4.013)
R ²	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
	0.1557	0.2042	0.1095	0.1268	0.1565	0.206	0.1112	0.1577	0.0056	0.0023	0.0046	0.0016

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 4 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB _{it}	0.272*** (0.024)	0.290*** (0.055)	0.234*** (0.031)	0.116 (0.076)	0.306*** (0.011)	0.307*** (0.021)	0.287*** (0.010)	0.322*** (0.021)	0.712*** (0.059)	0.523*** (0.058)	0.733*** (0.065)	0.622*** (0.106)
Ln PIB _{jt}	0.288*** (0.024)	0.234*** (0.055)	0.181*** (0.032)	0.233*** (0.077)	0.283*** (0.011)	0.272*** (0.021)	0.218*** (0.010)	0.234*** (0.021)	0.669*** (0.049)	0.599*** (0.082)	0.711*** (0.057)	0.608*** (0.087)
Ln DIST _{ij}					0.137*** (0.052)	0.337*** (0.087)	0.092*** (0.074)	0.205*** (0.084)	0.104 (0.191)	1.001** (0.431)	0.032 (0.277)	1.463*** (0.624)
Ln Gini _{ijt}	-0.065*** (0.115)	-0.080** (0.028)	-0.026* (0.041)	-0.052 (0.037)	-0.071*** (0.010)	-0.100*** (0.026)	-0.033*** (0.013)	-0.077** (0.033)	-0.179** (0.083)	-0.296 (0.185)	-0.105 (0.098)	0.479* (0.261)
Ln Vol 4 anos (DP)	-0.115*** (0.007)	-0.137*** (0.016)	-0.147*** (0.009)	-0.193*** (0.022)	-0.104*** (0.007)	-0.118*** (0.015)	-0.107*** (0.009)	-0.102*** (0.020)	0.025 (0.088)	-0.173 (0.106)	0.015 (0.102)	-0.234* (0.132)
Constante	-7.915*** (0.304)	-6.360*** (0.778)	-5.700*** (0.384)	-3.391*** (1.019)	-10.395*** (0.420)	-10.985*** (0.772)	-9.387*** (0.401)	-10.950*** (0.785)	-28.995*** (1.888)	-30.730*** (2.694)	-30.488*** (1.973)	-37.874*** (4.957)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1547	0.1936	0.1058	0.1017	0.1555	0.2059	0.1091	0.1558	0.0057	0.0024	0.0046	0.016

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 5 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB _{it}	0.288*** (0.025)	0.328*** (0.057)	0.231*** (0.032)	0.137* (0.078)	0.331*** (0.016)	0.355*** (0.023)	0.304*** (0.011)	0.369*** (0.022)	0.740*** (0.061)	0.523*** (0.048)	0.762*** (0.066)	0.622*** (0.092)
Ln PIB _{jt}	0.329*** (0.025)	0.305*** (0.056)	0.207*** (0.032)	0.308*** (0.077)	0.314*** (0.017)	0.325*** (0.023)	0.239*** (0.011)	0.285*** (0.022)	0.691*** (0.051)	0.604*** (0.075)	0.733*** (0.058)	0.609*** (0.077)
Ln DIST _{ij}					0.072 (0.068)	0.197** (0.090)	0.049 (0.048)	0.066 (0.086)	-0.061 (0.183)	0.839** (0.345)	-1.150 (0.213)	1.143*** (0.423)
Ln Gini _{ijt}	-0.077*** (0.011)	-0.093*** (0.028)	-0.038*** (0.014)	-0.067* (0.037)	-0.080*** (0.162)	-0.105*** (0.026)	-0.042*** (0.013)	-0.077** (0.033)	-0.129* (0.078)	-0.229 (0.162)	-0.045 (0.092)	-0.342* (1.199)
Ln Vol 6 anos (DP)	-0.052*** (0.009)	-0.036* (0.022)	-0.112*** (0.012)	-0.092*** (0.030)	-0.040*** (0.009)	-0.016 (0.020)	-0.056*** (0.011)	0.016 (0.025)	0.111 (0.100)	-0.047 (0.107)	0.110 (0.122)	-0.047 (0.099)
Constante	-9.331*** (0.353)	-9.032*** (0.906)	-6.251*** (0.466)	-5.731*** (1.180)	-11.280*** (1.275)	-12.371*** (0.803)	-9.966*** (0.416)	-12.240*** (0.810)	-28.829*** (1.946)	-29.199*** (2.381)	-30.169*** (2.070)	-34.765*** (3.771)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1572	0.2038	0.1098	0.1117	0.1588	0.2054	0.1124	0.1626	0.0056	0.0022	0.0045	0.0016

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 6 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 2 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.290*** (0.024)	0.297*** (0.054)	0.265*** (0.031)	0.142* (0.075)	0.325*** (0.011)	0.319*** (0.020)	0.313*** (0.010)	0.335*** (0.020)	0.710*** (0.058)	0.545*** (0.060)	0.731*** (0.065)	0.658*** (0.112)
Ln PIB jt	0.323*** (0.024)	0.265*** (0.054)	0.238*** (0.031)	0.287*** (0.075)	0.308*** (0.011)	0.287*** (0.020)	0.248*** (0.010)	0.248*** (0.020)	0.667*** (0.047)	0.627*** (0.089)	0.707*** (0.056)	0.655*** (0.100)
Ln DIST ij					0.081 (0.051)	0.277*** (0.085)	0.016 (0.046)	0.148* (0.081)	0.129 (0.172)	0.854** (0.358)	0.029 (0.200)	1.317*** (0.476)
Ln Gini ijt	-0.067*** (0.010)	-0.070* (0.027)	-0.031** (0.014)	-0.046 (0.037)	-0.071*** (0.010)	-0.089*** (0.026)	-0.034** (0.013)	-0.069** (0.033)	-0.187** (0.085)	-0.026* (0.159)	-0.099 (0.100)	-0.472** (0.212)
Ln Vol 2 anos (P&S)	-0.381*** (0.021)	-0.591*** (0.048)	-0.351*** (0.029)	-0.677*** (0.069)	-0.356*** (0.021)	-0.537*** (0.047)	-0.278*** (0.028)	-0.446*** (0.064)	0.028 (0.323)	-0.677 (0.437)	0.150 (0.358)	-1.304** (0.621)
Constante	-8.969*** (0.269)	-6.870*** (0.677)	-7.620*** (0.341)	-4.889*** (0.907)	-10.823*** (0.412)	-10.805*** (0.754)	-10.002*** (0.392)	-10.856*** (0.773)	-29.152*** (1.997)	-30.303*** (2.531)	-30.373*** (2.055)	-38.121*** (4.851)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1552	0.1977	0.1103	0.109	0.1564	0.2015	0.1117	0.1547	0.0056	0.0024	0.0046	0.0017

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 7 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.294*** (0.024)	0.235*** (0.055)	0.234*** (0.032)	0.072 (0.077)	0.311*** (0.111)	0.302*** (0.021)	0.310*** (0.010)	0.337*** (0.020)	0.713*** (0.058)	0.534*** (0.054)	0.739*** (0.066)	0.626*** (0.097)
Ln PIB jt	0.338*** (0.024)	0.272*** (0.054)	0.250*** (0.032)	0.290*** (0.076)	0.304*** (0.11)	0.279*** (0.021)	0.248*** (0.010)	0.252*** (0.020)	0.666*** (0.047)	0.614*** (0.084)	0.705*** (0.055)	0.632*** (0.098)
Ln DIST ij					0.123** (0.052)	0.353*** (0.087)	0.033 (0.072)	0.166** (0.083)	0.085 (0.171)	0.751*** (0.280)	-0.0604 (0.199)	1.423*** (0.431)
Ln Gimi ijt	-0.086*** (0.010)	-0.115*** (0.027)	-0.048*** (0.014)	-0.092** (0.037)	-0.089*** (0.010)	-0.127*** (0.026)	-0.047*** (0.013)	-0.091*** (0.033)	-0.162* (0.086)	-0.202 (0.128)	-0.043 (0.102)	-0.499** (10.218)
Ln Vol 4 anos (P&S)	-0.336***	-0.523***	-0.288***	-0.616***	-0.293***	-0.414***	-0.179***	-0.237***	0.131	-0.020	0.298	-0.557
Constante	-8.233*** (0.295)	-5.379*** (0.788)	-7.087*** (0.371)	-3.048*** (1.026)	-10.635*** (0.417)	-10.707*** (0.772)	-10.052*** (0.398)	-11.181*** (0.785)	-28.897*** (1.963)	-28.935*** (2.520)	-29.892*** (1.967)	-37.489*** (5.864)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1552	0.1936	0.1061	0.0626	0.155	0.198	0.1114	0.1553	0.0056	0.0022	0.0046	0.0016

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 8 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO NOMINAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo			Painel - Efeito Aleatório			PPML					
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.294*** (0.024)	0.319*** (0.056)	0.267*** (0.032)	0.154** (0.077)	0.342*** (0.011)	0.354*** (0.021)	0.328*** (0.010)	0.366*** (0.020)	0.714*** (0.058)	0.534*** (0.056)	0.739*** (0.066)	0.634*** (0.099)
Ln PIB jt	0.357*** (0.024)	0.321*** (0.054)	0.267*** (0.031)	0.343*** (0.076)	0.329*** (0.011)	0.326*** (0.020)	0.265*** (0.010)	0.281*** (0.020)	0.660*** (0.048)	0.606*** (0.088)	0.699*** (0.056)	0.619*** (0.099)
Ln DIST ij			0.044 (0.052)			0.203** (0.086)	-0.012 (0.046)	0.074 (0.082)	0.056 (0.157)	0.604** (0.258)	-0.069 (0.187)	1.051*** (0.318)
Ln Gini ijt	-0.084*** (0.011)	-0.101*** (0.028)	-0.047*** (0.014)	-0.080** (0.037)	-0.085*** (0.010)	-0.110*** (0.027)	-0.043*** (0.013)	-0.075** (0.033)	-0.142* (0.084)	-0.121 (0.131)	-0.034 (0.101)	-0.315* (0.179)
Ln Vol 6 anos (P&S)	-0.129***	-0.165**	-0.111***	-0.243**	-0.095***	-0.097*	-0.015	0.051	0.231	0.288	0.340	-0.038
Constante	-10.007*** (0.279)	-9.021*** (0.741)	-8.464*** (0.352)	-6.733*** (0.969)	-11.597*** (0.413)	-12.333*** (0.761)	-10.677*** (0.392)	-12.165*** (0.767)	-28.631*** (2.006)	-27.720*** (2.340)	-29.729*** (2.066)	-34.474*** (4.870)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	49354	43954
R ²	0.1552	0.2035	0.1114	0.1097	0.1587	0.205	0.1146	0.1628	0.0056	0.0025	0.0046	0.0015

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Primeiramente, devido ao grande número de resultados, buscar-se-á examinar as variáveis do modelo gravitacional de maneira mais geral, deixando a análise mais rigorosa para a variável de interesse, volatilidade cambial.³⁷³⁸

Nesse sentido, as variáveis PIBit e PIBjt apresentaram resultados positivos e, na grande maioria dos casos, significativos estatisticamente ao nível de 1%, para o comércio intraindustrial vertical e horizontal (FF e GHM), tanto no modelo utilizando medida de desvio padrão quanto no modelo utilizando o cálculo de Peree e Steinherr, em todas as defasagens de tempo calculadas. Sendo assim, existem indícios de que o comércio é tão maior quanto maior for o tamanho econômico do parceiro comercial, em conformidade com a teoria do modelo gravitacional. Ademais, o efeito da variável mostra-se mais acentuado na estimação a partir do PPML na parcela de comércio vertical, quando comparada com a horizontal. Por exemplo, no comércio intraindustrial horizontal medido pelo FF (GHM) e desvio padrão para o cálculo da volatilidade com quatro anos de defasagem, o aumento de 1% no PIBjt aumenta o comércio em 0,599% (0,608%). Esse valor aumenta ligeiramente para 0,712% (0,733%) quando considerada a parcela vertical.

Os resultados encontrados para a variável DISTij não estão em consonância com a teoria, uma vez que, quando seu coeficiente se mostrou estatisticamente significativo, o sinal resultante foi positivo, indicando que a distância entre os países aumenta o comércio intraindustrial entre os mesmos. Ademais, nota-se um padrão nos resultados, posto que a variável obteve significância estatística, na maior parte dos casos, apenas na parcela horizontal do comércio. O efeito mais acentuado ocorre, também, quando estimado por PPML. Por exemplo, quando utilizada a abordagem de P&S para o cálculo da volatilidade com quatro anos de defasagem, o aumento de 1% na variável DISTij aumenta o comércio intraindustrial horizontal FF (GHM) em 0,353% (0,166%) quando estimado por Dados em Painel com efeitos aleatórios. A partir da técnica de PPML, por sua vez, o comércio horizontal FF (GHM) aumenta 0,751% (1,423%).

³⁷ No que diz respeito aos resultados estimados através de Dados em Painel, verificou-se, através do teste de Hausman, que a heterogeneidade não observada possui um comportamento fixo na maioria dos casos, fazendo com que os resultados obtidos a partir do modelo com efeitos fixos (FE) sejam preferíveis aos obtidos a partir do modelo com efeitos aleatórios (RE). A única exceção foi: horizontal FF calculada com a medida de desvio padrão com dois anos de defasagem e câmbio nominal, que apresentou resultado preferível com efeitos aleatórios. Entretanto, optou-se por analisar todos os casos.

³⁸ O teste de Hausman pode ser utilizado para determinar o melhor modelo a ser utilizado: com efeitos fixos ou com efeitos aleatórios. A hipótese nula subjacente ao teste é que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente dos erros não diferem substancialmente. O teste possui uma distribuição qui-quadrada assintótica. Se sua hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o modelo de componente dos erros não é adequado e que é preferível empregar o modelo de efeitos fixos (GUJARATI, 2006).

A variável GINI ijt apresentou resultados estatisticamente significativos e com sinais negativos na maior parte dos modelos, indicando que, quanto menor for a diferença entre os níveis de desigualdade na distribuição de renda entre os parceiros, maior será tanto o comércio intraindustrial vertical quanto o horizontal. Apenas o sinal da parcela de comércio intraindustrial horizontal está em consonância com a teoria, uma vez que, conforme Crespo e Fontoura (2004), países com distribuição de renda similares tendem a intensificar as transações envolvendo bens horizontalmente diferenciados. Apesar do sinal resultante para a parcela de comércio vertical também ter sido negativo, nota-se que, na maior parte dos casos, seu efeito foi menos acentuado quando comparado ao horizontal. Por exemplo, quando utilizado o cálculo de P&S e defasagem de seis anos, os resultados estimados a partir da técnica de Dados em Painel com efeitos fixos indicaram que o aumento de 1% no diferencial do Gini, diminui o comércio intraindustrial horizontal FF (GHM) em -0,101% (-0,080%). Esse valor para o comércio intraindustrial vertical é ligeiramente menos acentuado: -0,084% (-0,047%).

No que diz respeito à variável de volatilidade da taxa de câmbio, intenciona-se verificar e comparar seus efeitos em cinco aspectos principais: i) cálculo do comércio intraindustrial vertical e horizontal: FF e GHM; ii) comércio intraindustrial: vertical e horizontal; iii) medida utilizada de volatilidade: desvio padrão e Pereg e Steinherr; iv) defasagem temporal: 2, 4 e 6 anos e; v) técnica econométrica de estimação dos parâmetros: Dados em Painel e PPML.

Primeiramente, em relação aos cálculos utilizados para o comércio intraindustrial vertical e horizontal, FF e GHM, nota-se que os resultados obtidos são muito semelhantes, tanto em magnitude quanto em sinal (negativo), quando estatisticamente significativos. Nesse sentido, não existem evidências de que o efeito da volatilidade cambial se altere, de maneira relevante, conforme a abordagem utilizada.

No entanto, quando analisadas as parcelas de comércio intraindustrial vertical e horizontal individualmente, nota-se um padrão distinto nos resultados da volatilidade cambial. Nos casos em que a estimação é feita a partir da técnica de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios, para defasagens temporais de 2 e 4 anos em ambas as medidas (DP e P&S), a volatilidade cambial afeta de forma mais acentuada o comércio intraindústria de natureza horizontal.

No que tange às medidas de volatilidade cambial, o efeito de ambas sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal é, indubitavelmente, negativo. Porém, nota-se que, quando utilizada o cálculo de Pereg e Steinherr, esse efeito torna-se ligeiramente mais acentuado. Por exemplo, a volatilidade calculada com 2 anos de defasagem para o comércio intraindustrial vertical a partir da abordagem de FF em dados em painel com efeitos fixos (aleatórios)

apresenta um valor de -0,069 (-0,080) quando utilizada a medida de desvio padrão. Esse valor passa para -0,381 (-0,351) quando utilizada a medida de Peree e Steinherr.

Com respeito às defasagens temporais utilizadas, a volatilidade cambial mostrou-se majoritariamente significativa estatisticamente apenas quando calculada para 2 e 4 anos de defasagem, apresentando, sem exceção, efeitos negativos sobre o comércio. Quando calculada com 6 anos de defasagem, apresentou mais resultados estatisticamente significativos apenas quando utilizada a técnica de dados em painel com efeitos fixos. Ou seja, há menos indícios de que a volatilidade cambial afete o comércio quando calculada com defasagem temporal de 6 anos.

Finalmente, quanto às técnicas econométricas utilizadas, verifica-se que a significância estatística ocorre, na maioria das vezes, nos modelos estimados a partir da técnica de Dados em Painel, com efeitos fixos e aleatórios. Quando utilizada a abordagem da Máxima Verossimilhança de Poisson – PPML, são poucos os resultados que ainda permanecem estatisticamente significativos.

Ademais, os resultados acima são de estimações feitas com uso do câmbio nominal, entretanto, a título de comparação, foram realizadas, também, estimações com o câmbio real. Basicamente, quando utilizada a medida de desvio padrão, não foram observadas mudanças relevantes nos resultados. A volatilidade cambial continuou afetando de maneira negativa o comércio intraindustrial vertical e horizontal (FF e GHM) entre os países do Mercosul, para todos os períodos de defasagem e os resultados continuaram sendo majoritariamente significativos apenas nas estimações de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios.

Nos resultados obtidos a partir do cálculo de Peree e Steinherr, porém, nota-se uma alteração nos sinais obtidos para a volatilidade cambial quando calculada com seis anos de defasagem³⁹.

Com o câmbio nominal, quando estatisticamente significativa, a variável da volatilidade impactou negativamente o comércio intraindustrial vertical e horizontal. Por exemplo, com efeitos fixos (aleatórios), o aumento de 1% na volatilidade cambial diminuía o comércio intraindustrial vertical FF em -0,129% (-0,095%) e o horizontal em -0,165% (0,097%). Contudo, quando utilizado o câmbio real, o efeito do câmbio volátil sobre o comércio intraindustrial passou a ser positivo, tanto para o comércio vertical quanto para o horizontal (FF e GHM). Por exemplo, o aumento de 1% na volatilidade cambial, com efeitos fixos (aleatórios)

³⁹ A volatilidade impactou positivamente, também, com 4 anos de defasagem para o comércio intraindustrial Vertical GHM estimada a partir de Dados em Painel com efeitos aleatórios.

e medida de FF, aumentou o comércio intraindustrial vertical em 0.297% (0.301%) e o comércio horizontal em 0.278% (0.270%). Os resultados das estimações com câmbio real constam no Apêndice 2.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Após o colapso do sistema de Bretton Woods, no início dos anos setenta, grande parte dos países desenvolvidos e industrializados passou a adotar o regime de taxas de câmbio flutuantes. Na década de 1990, esse processo se acelerou ainda mais, alcançando os países emergentes. Como consequência, esses países foram expostos a oscilações nas taxas de câmbio e consequentes incertezas cambiais (BITTENCOURT; CAMPOS, 2014). A partir de então, surgiram na literatura diversos trabalhos, tanto teóricos quanto empíricos, objetivando analisar os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional e sobre os fluxos comerciais (CARMO; BITTENCOURT, 2014).

Diante desse contexto, o presente artigo teve como objetivo central avaliar o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal entre os países do Mercosul no período compreendido entre 2001 e 2017.

Devido ao fato de existir divergência acerca dos resultados encontrados no que diz respeito aos impactos do câmbio volátil sobre o comércio, buscou-se, conforme Clark *et al.* (2004), delimitar os elementos construtivos que nortearam a condução das análises. Nesse sentido, em relação ao primeiro elemento construtivo, optou-se por fazer uso do modelo gravitacional de comércio. No que diz respeito ao segundo elemento, definiu-se que o cálculo da volatilidade se daria a partir de uma medida de desvio padrão e, também, a partir da abordagem de Peree e Stenherr (1989). Por fim, no que tange ao último elemento, o padrão de comércio utilizado foi de natureza intraindustrial, em suas variações caracterizadas por produtos de qualidade distinta (vertical) e qualidade semelhante (horizontal).

Para responder às questões propostas, primeiramente calculou-se de forma bilateral o índice de comércio intraindustrial baseado em Grubel-Lloyd (1975) e Fontagné e Freudenberg (1997) entre os quatro países do Mercosul. Posteriormente, o comércio intraindustrial foi desagregado em vertical e horizontal a partir do critério de similaridade do produto proposto por Greenaway, Hine e Milner (1995) e Fontagné e Freudenberg (1997). Em seguida, essa variável foi utilizada como dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados por meio das técnicas econométricas de Dados em Painel e *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* – PPML.

No que diz respeito às variáveis do modelo gravitacional, destaca-se que, de maneira geral, apenas as variáveis que representam o tamanho dos parceiros econômicos (PIB_{ijt}) apresentaram sinais coerentes com a literatura teórica. A variável que representa a distância geográfica entre os mesmos ($DIST_{ijt}$), por outro lado, apresentou sinal contrário ao esperado quando estatisticamente significativa, indicando que o comércio intraindustrial, em especial a parcela horizontal, é tão maior quanto maior a distância entre os países analisados. Além disso, vale ressaltar que os resultados obtidos pelos modelos de Dados em Painel com efeitos fixos e efeitos aleatórios foram semelhantes, na maior parte dos casos, tanto em termos de magnitude dos parâmetros quanto em nível de significância.

A variável que representa a diferença entre a distribuição de renda dos países, $GINI_{ijt}$, apresentou sinal conforme o esperado apenas na parcela de comércio horizontal, indicando que países com distribuição de renda similares tendem a intensificar o comércio de bens horizontalmente diferenciados. O sinal resultante para a parcela vertical também foi negativo, contudo, com efeito menos acentuado quando comparado à horizontal.

Em relação à variável de interesse, volatilidade da taxa de câmbio, a mesma apresentou significância estatística e efeito negativo sobre o comércio intraindustrial vertical e horizontal (FF e GHM), na maioria dos casos, quando estimada a partir da técnica de Dados em Painel com efeitos fixos e aleatórios com dois e quatro anos de defasagem temporal e calculada a partir da medida de desvio padrão e Pereg e Steinherr (P&S). Porém, nota-se que o efeito torna-se mais acentuado quando utilizada a abordagem de P&S. Além disso, o efeito é intensificado na parcela horizontal do comércio intraindustrial, quando comparado à vertical. Uma vez que o comércio intraindustrial vertical é caracterizado por bens diferenciados em qualidade, esse resultado é intuitivo na medida em que se espera maior dificuldade de substituição por outros bens e, dessa forma, que o câmbio volátil exerça menor impacto no seu comércio. Vale lembrar que os resultados obtidos indicando que a volatilidade cambial promove o arrefecimento das trocas comerciais são os mais comumente encontrados na literatura que objetiva analisar a questão, como, por exemplo, Clark (1973); Ethier (1973); Baron (1976); Thursby e Thursby (1987); Rose (2000); Clark *et al.* (2004).

Ademais, vale ressaltar que, quando utilizada a abordagem do PPML, poucos são os resultados que ainda permanecem estatisticamente significativos. Sendo assim, posto que o PPML é, teoricamente, o mais indicado para a estimação, uma vez que a base de dados reúne considerável quantidade de observações em que a variável dependente é igual a zero, os resultados divergentes entre as estimações podem evidenciar que a volatilidade cambial, calculada para esses países e nesse período de tempo, não exerce qualquer influência sobre o

comércio intraindustrial entre os mesmos. Porém, é importante notar que os resultados estatisticamente significativos obtidos a partir dessa abordagem também se aplicam apenas à parcela de comércio horizontal. Essa constatação contribui para evidenciar que o comércio caracterizado por bens de qualidades semelhantes – mais facilmente substituíveis, em teoria - está sujeito a uma maior influência da volatilidade da taxa de câmbio.

Isso posto, propunha-se, na introdução do ensaio, obter resposta às seguintes questões: i) as diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio afetam de alguma forma o fluxo comercial bilateral entre os países do Mercosul?, e; ii) esse efeito no comércio intraindustrial vertical é diferente do efeito no comércio intraindustrial horizontal? Como visto, a resposta para ambas as perguntas, assim como para inúmeros fenômenos das ciências econômicas, é: depende. Sendo assim, uma das contribuições do presente ensaio é confirmar que os resultados acerca dos efeitos da volatilidade cambial podem divergir a depender da escolha das variáveis a serem utilizadas nas análises. Cabe ao pesquisador, apenas, conduzi-las de forma clara e concisa.

Por fim, é importante dizer que os resultados aqui expostos não esgotam as discussões acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio intraindustrial. Dessa maneira, extensões deste trabalho podem adotar outro conjunto de blocos construtivos na condução de suas análises, como, por exemplo, utilizar diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio, empregar outras especificações de modelo empírico ou estimar os resultados através de técnicas econométricas alternativas. Além disso, espera-se que a presente pesquisa contribua para as investigações futuras acerca do comércio internacional e da volatilidade da taxa de câmbio.

REFERÊNCIAS

- ABD-EL-RAHMAN, K. Firm's Competitive and National Comparative Advantages as Joint Determinants of Trade Composition. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 127(1): 83-97, 1991.
- ANDERSON, J. E.; VAN WINCOOP, E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. **American Economic Review**, 93(1): 170-192, 2003.
- ANDRESSEN, M. A. Empirical intra-industrytrade: what we know and what we need to know. **Institute for Canadian Urban Research Studies**. Department of Geography, University of British Columbia, Canada, 2003.
- AQUINO, A. Intra-Industry Trade and Inter-Industry Specialization as Concurrent Sources of International Trade in Manufactures. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 114(2): 275-296, 1978.
- ARISTOTELOUS, K. Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1989-1999). **Economic Letters**, 72(1): 87-94, 2001.
- ASSEERY, A.; PEEL, D. A. The effects of exchange rate volatility on exports. **Economics Letters**, 37(2): 173-177, 1991.
- ATURUPANE, C.; DJANKOV, S.; HOEKMAN, B. Horizontal and vertical intra-industry trade between Eastern Europe and the European Union. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 135(1): 62-81, 1999.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. **Journal of Economic Studies**, 34(3): 211-255, 2007.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; HARVEY, H.; HEGERTY, S. Exchange-rate volatility and industry trade between the U.S and Korea. **Journal of Economic Development**, 37(1): 1-27, 2012.
- BAILEY, M. J.; TAVLAS, G. S.; ULAN, M. The Impact of Exchange Rate Volatility on Export Growth: Some Theoretical Consideration and Empirical Results. **Journal of Policy Modeling**, 9(1): 225-243 1987.
- BALASSA, B. Tariff Reduction and Trade in Manufactures among the Industrial Countries. **American Economic Review**, 56(3): 466-473, 1966.
- BALASSA, B. Intra-industry specialization. A Cross-Country Analysis. **European Economic Review**, 30(1): 27-42, 1986.
- BALEIX, M. J.; EGÍDIO, A. I. Intra-industry trade with emergent countries: what can learn from Spanish data? **Economics Bulletin**, 6(12): 1-17, 2005.
- BALTAR, C. T. Comércio exterior inter e intra-industrial: Brasil 2003-2005. **Economia e Sociedade**, 17(1): 107-134, 2008.
- BANCO MUNDIAL (WORLD BANK). **Key development data & statistics**. 2009.

BANCO MUNDIAL (WORLD BANK). Product Concordances. **World Integrated Trade Solution - WITS**. 2009. Disponível em: <https://wits.worldbank.org/product_concordance.html>. Acesso em: 13/07/2019.

BARON, D. Fluctuating Exchange Rates and the Pricing of Exports. **Economic Inquiry**, 14(3): 425-438, 1976.

BERGSTRAND, J. H. The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. **The Review of Economics and Statistics**, 67(3): 474-481, 1985.

BERGSTRAND, J. The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, the Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade. **Economic Journal**, 100(406): 1216-1229, 1990.

BITTENCOURT, M. V. L.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R. Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul. **Estudos Econômicos**, 37(4): 791-816, 2007.

BLANES, J. V.; MARTIN, C. The nature and causes of intra-industry trade: back to the comparative advantage explanation? The case of Spain. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 136(3): 423-441, 2000.

BOND, E. W.; IWASA, K.; NISHIMURA, K. A dynamic two-country Heckscher-Ohlin model with non-homothetic preferences. **Economic Theory**, 48(1): 171-204, 2011.

BRASIL. Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços. **Comex – ComexStat**. Governo Federal, 2019.

CAMPOS, A. C.; BITTENCOURT, G. M. Efeitos da instabilidade da taxa de câmbio no comércio setorial entre Brasil e seus principais parceiros comerciais. **Economia Aplicada**, 18(4):654-678, 2014.

CAMPOS, C. F. S.; CAVALETTI, M. B. Importações brasileiras: um estudo empírico sobre a duração e fatores de sobrevivência. **Revista Brasileira de Economia**, 70(3): 281-303, 2016.

CARMO, A. S. S. O Comércio Intra-Industrial e os seus Determinantes: Uma Investigação Empírica para o Brasil. Dissertação de mestrado (Mestrado em Desenvolvimento Econômico), Universidade Federal do Paraná, 2010.

CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. O comércio intra-industrial entre Brasil e os países da OCDE: decomposição e análise de seus determinantes. **Revista Análise Econômica**, 31(60): 35-58, 2013a.

CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. Comércio intraindustrial entre Brasil e Argentina: novas evidências. **Revista de Economia e Administração**, 12(1): 7-31, 2013b.

CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. O Efeito da Volatilidade da Taxa de Câmbio sobre o Comércio Internacional: uma Investigação Empírica sob a Ótica da Margem Extensiva. **Estudos Econômicos**, 44(4): 815-845, 2014.

CARON, J.; FALLY, T; MARKUSEN, J. R. International Trade Puzzles: A Solution Linking Production and Preferences. **The Quarterly Journal of Economics**, 29(3): 1501-1522, 2014.

CASTELLANO, E. F. A.; OLIVEIRA, C. C. A.; BITTENCOURT, M. V. L. Análise da qualidade do comércio entre Brasil e países da OCDE. **47º Encontro Nacional de Economia** – Anpec, 2019.

CEPII. **CENTRE D'ETUDES PROSPECTIVES ET D'INFORMATIONS INTERNATIONALES**. Databases and Models. Disponível em: <http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd.asp>. Acesso em: 17/02/2017.

CHOI, Y.C.; HUMMELS, D.; XIANG, C. Explaining Import Quality: the Role of the Income Distribution. **Journal of International Economics** 78(2), 293-303, 2009.

CHOWDHURY, A. R. Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error- Correction Models. **The Review of Economics and Statistics**, 75(4): 700-706, 1993.

CHUNG, C. Factor Content of Trade: Nonhomothetic Preferences and “Missing Trade”. KDI School Working Paper Series, **Working Paper 03-05**, Georgia Institute of Technology, 2003.

CLARK, P. B. Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade. **Western Economic Journal**, 11(3): 302-13, 1973.

CLARK, P.; TAMIRISA, N.; WEI, S.J.; SADIKOV, A.; ZENG, L. Exchange rate volatility and trade flows-some new evidence. International Monetary Fund (IMF), **Working Paper**, 2004.

CORREA, N. Z.; BITTENCOURT, M. V. L. A volatilidade cambial e seus impactos sobre a composição das exportações brasileiras (2001-2017). **XXII Encontro de Economia da Região Sul**, 2019.

CORRÊA, K. D.; VASCONCELOS, C. R. F.; LIMA JR., L. A. Volatilidade da taxa de câmbio real efetiva e as exportações brasileiras. **Análise Econômica**, 36(70): 83-119, 2018.

CÔTÉ, A. Exchange rate volatility and trade. International Bank of Canada. **Working Paper** nº 94-5, 1994.

COUTINHO, E. S.; LANA-PEIXOTO, F. de V.; RIBEIRO FILHO, P. Z.; AMARAL, H. F. De Smith a Porter: um ensaio sobre as teorias de comércio exterior. **Revista de Gestão USP**, 12(4): 101-113, 2005.

CRESPO, N.; FONTOURA, M.P. Intra-industry trade by types: what can we learn from portuguese data? **Review of World Economics**, 140(1): 52-79, 2004.

DALGIN, M.; MITRA, D.; TRINDADE, V. Inequality, nonhomothetic preferences, and trade: a gravity approach. **Southern Economic Journal**, 74(3): 747-774, 2005.

DELL'ARICCIA, G. Exchange rate fluctuations and trade flows: evidence from the European Union. International Monetary Fund (IMF), **Working Paper** nº 98/107, 1999.

DIXIT, A.; STIGLITZ, J. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. **American Economic Review**, 67(3): 297-308, 1977.

DRÉZE, J. Quelques Réflexions Sereines sur l'Adaptation de l'Industrie Belge au Marché Commun. Comptes-rendus des Travaux de la **Société d'Economie Politique de Belgique**, 275. Translated as, "The Standard Goods Hypothesis". In A. Jacquemin and A. Sapir (eds.). *The European Internal Market: Trade and Competition*. Oxford: OUP, 1960.

EKANAYAKE, E.; VEERAMACHENENI, B.; MOSLARES, C. Vertical and Horizontal Intra-Industry Trade Between the U.S. and NAFTA Partners. **Revista de Análisis Económico**, 24(1): 21-42, 2009.

ETHIER, W. International trade and the forward exchange market. **American Economic Review**, 63 (3): 494-503, 1973.

FAJGELBAUM, P., GROSSMAN, G., HELPMAN, E. Income distribution, product quality, and international trade. **Journal of Political Economy**, 119(4): 721–765, 2001.

FALVEY, R. E. Commercial Policy, and Intra-Industry Trade. **Journal of International Economics**, 11(4): 495–511, 1981.

FALVEY, R.; KIERZKOWSKI, H. Product Quality, Intra-Industry Trade and (Im)perfect Competition. **Graduate Institute of International Studies**, Geneva, 1984.

FIELER, A. C. Non-homotheticity and Bilateral Trade: Evidence and a Quantitative Explanation. **Econometrica**, 79(4): 1096-1101, 2011.

FLAM, H.; HELPMAN, E. Vertical product differentiation and north–south trade. **American Economic Review**, 77(5): 810–822, 1987.

FOELLM, R.; HEPENSTRICK, C.; ZWEIMULLER, J. Non-homothetic preferences, parallel imports and the extensive margin of international trade. **Working paper n° 497**, Institute for Empirical Research in Economics, University of Zurich, 2010.

FONTAGNÉ, L.; FREUDENBERG, M. Intra-Industry Trade: Methodological Issues Reconsidered. CEPII **Working Papers** 97–01. Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales, 1997.

FONTAGNÉ, L.; FREUDENBERG, M.; GAULIER, G. A Systematic Decomposition of World Trade into Horizontal and Vertical IIT. **Review of World Economics**, 142(3): 459-475, 2006.

FRANCOIS, J. F.; KAPLAN, S. Aggregate demand shifts, income distribution, and the Linder hypothesis. **The Review of Economics and Statistics**, 78(2): 244–250, 1966.

FRANKE, G. Exchange rate volatility and international trading strategy. **Journal of International Money and Finance**, 10(2): 292-307, 1991.

GAGNON, J. E. Exchange rate variability and the level of international trade. **Journal of International Economics**, 34 (3-4): 269–287, 1993.

GAPMINDER. Gini – Data Documentation. Disponível em: <<https://www.gapminder.org/data/documentation/gini/>>. Acesso em: 05/08/2019.

GARBER, P. The Collapse of Bretton Woods Fixed Exchange Rate System. In: A Retrospective on the Bretton Woods System: Lessons for International Monetary Reform. **National Bureau of Economic Research**, Inc, 1993.

GIOVANNINI, A. Exchange Rates and Traded Goods Prices. **Journal of International Economics**, 24(1-2): 45-68, 1988.

GOTUR, P. Effects of exchange rate volatility on trade. **IMF Staff Papers**, 32, 475-512, 1985.

GRANÇO, G. **Comércio Intra-industrial Brasileiro: Análise dos determinantes através da Equação Gravitacional**. Dissertação de mestrado. Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, 2011.

GREENAWAY, D.; MILNER, C. On the Measurement of intra-industry trade. **The Economic Journal**, 93(372): 900-908, 1983.

GREENAWAY, D.; HINE, R.; MILNER, C. Vertical and Horizontal Intra-Industry Trade: A Cross Industry Analysis for the United Kingdom. **Economic Journal**, 105 (433): 1505-1518, 1995.

GREENAWAY, D.; MILNER, C. Intra-Industry Trade: Current Perspectives and Unresolved Issues. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 123(1): 39-57, 1987.

GRUBEL, H. G. Intra-Industry Specialization and the Pattern of Trade. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, 33(3): 374–388, 1967.

GRUBEL, H. G.; P. J. LLOYD. Intra Industry Trade: **The Theory and Measurement of International Trade with Differentiated Products**. London: Macmillan, 1975.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Tradução da 4ª Edição americana. Campus/Elsevier, 2006.

HALLAK, J. C. A Product Quality View of the Linder Hypothesis. **Review of Economics and Statistics**, 92(3): 453–466, 2010.

HECKSCHER, E. F. Utrikeshandelns Verkan På Inkomstfördelningen. Några Teoretiska Grundlinjer. **Ekonomisk Tidskrift**, 21(2): 1-31, 1919.

HELPMAN, E. International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: A Chamberlin-Hecksher-Ohlin Approach. **Journal of International Economics**, 11(3): 305-340, 1981.

HELPMAN, E. The Structure of Foreign Trade. **Journal of Economic Perspectives**, 13(2): 121-144, 1999.

HIDALGO, A. B. O intercâmbio comercial brasileiro intra-indústria: uma análise entre indústrias e entre países. **Revista Brasileira de Economia**, 47(2): 243-264, 1993.

HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge. Cambridge University Press, 1986.

HUNTER, L. MARKUSEN, J. Per Capita Income as a Determinant of Trade. **Working Paper**, University of Western Ontario, 1986.

HUNTER, L. The contribution of nonhomothetic preferences to trade. **Journal of International Economics**, 30(3-4): 345–358, 1991.

HWANG, H.; LEE, J. Exchange rate volatility and trade flows of the UK in 1990s. **International Area Review**, 8(1): 173-82, 2005.

IMF. Exchange Rate Volatility and World Trade. IMF Occasional Paper, No. 28, Washington: **International Monetary Fund**, 1984.

JONES, R. Factor Proportions and the Heckscher-Ohlin Theorem. **The Review of Economic Studies**, 24(1): 1-10, 1956.

JONES, R. The Structure of Simple General Equilibrium Models. **The Journal of Political Economy**, 73(6), 557-572, 1965.

KRUGMAN, P. Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. **Journal of International Economics**, 9(4): 291–321, 1979.

KRUGMAN, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. **American Economic Review**, 70(5): 950-959, 1980. KRUGMAN, P. Intra-Industry Specialization and the Gains from Trade. **Journal of Political Economy**, 89(5): 959-973, 1980.

KRUGMAN, P. Intraindustry Specialization and the Gains from Trade. **Journal of Political Economy**, 89(5): 959-973, 1981.

KRUGMAN, P. New Theories of Trade Among Industrialized Countries. **American Economic Review**, 73(2): 343–7, 1983.

KUMAR, R. DHAWAN, R. Exchange rate volatility and Pakistan's exports to the developed world, 1974-85. **World Development**, 19(9): 1225-1240, 1991.

LANCASTER, K. **Variety, Equity and Efficiency**. Oxford 1979.

LANCASTER, K. Intra-Industry Trade under Perfect Monopolistic Competition. **Journal of International Economics**, 10(2): 151–175, 1980.

LINDER, S. **An Essay on Trade and Transformation**. New York: Wiley, 1961.

MARKUSEN, J. Explaining the volume of trade: an eclectic approach. **American Economic Review**, 76(5): 1002–1011, 1986.

MARKUSEN, J. Putting Per-Capita Income Back into Trade Theory. **Journal of International Economics**, 90(2): 255–265, 2013.

MARTÍNEZ-ZARZOSO, I.; VOLLMER, S. Bilateral Trade Flows and Income Distribution Similarity. *PloS ONE*, 11(5): e0128191, 2016.

MARTÍN-MONTANER, J. e RÍOS, V. Vertical specialization and intra-industry trade: The role of factor endowments. **Weltwirtschaftliches Archiv**, 138(2): 340–365, 2002.

MATSUYAMA, K. A Ricardian model with a continuum of goods under nonhomothetic preferences: demand complementarities, income distribution, and north–south trade. **Journal of Political Economy**, 108(6): 1093–1120, 2000.

MCKENZIE, M. D.; BROOKS, R. The impact of exchange rate volatility on German - US trade flows. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 7(1): 73–87, 1997.

MCKENZIE, M. D. The impact of exchange rate volatility on international trade flows. **Journal of Economic Surveys**, 13(1): 71–106, 1999.

MELITZ, M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. **Econometrica**, 71(6): 1695–1725, 2003.

MENON, J.; DIXON, P. B. Measures of intra-industry trade as indicators of factor market disruption. **The Economic Record**. 73(222): 233–247, 1997.

MINISTÉRIO DA ECONOMIA. Resolução nº21, de 07 de abril de 2011. Disponível em: <<http://www.camex.gov.br/component/content/article/62-resolucoes-da-camex/996>>. Acesso em: 05/01/2020.

MISSIO, F.; JACOB, L. F. Variáveis dummy: especificações de modelos com parâmetros variáveis. **Ciência e Natura**, 29(1): 111–135, 2007.

MITRA, D.; TRINDADE, V. Inequality and trade. **Canadian Journal of Economics**, 38(4): 1253–1271, 2005.

MUNDELL, R. A. A theory of optimal currency areas. **American Economic Review**, 51(4): 657–65, 1961.

OHLIN, B. **International and interregional trade**. Harvard University Press, Cambridge, MA, 1933.

OXFAM INTERNATIONAL. *Time to care*. Disponível em: <<https://indepth.oxfam.org.uk/time-to-care/>>. Acesso em: 30/01/2020.

OZTURK, I. Exchange rate volatility and trade: a literature survey. **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, 3(1): 85–102, 2006.

PEREE, E.; STEINHERR, A. Exchange rate uncertainty and foreign trade. **European Economic Review**, 33(6): 1241–1264, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Economics**, 16(3): 289–326, 2001.

PIRES, D. L.; VASCONCELOS, C. R. F. Como o fluxo de exportação Brasil – EUA responde às flutuações da volatilidade da taxa de câmbio (2000-2017). **46º Encontro Nacional de Economia** – Anpec, 2018.

RAUCH, E. J. Networks versus markets in international trade. **Journal of International Economics**, 48(1): 7-35, 1999.

REIMER, J. J.; HERTEL, T. W. Nonhomothetic Preferences and International Trade. **Review of International Economics**, 18(2): 408-425, 2010.

RICARDO, D. **Princípios de Economia Política e Tributação**. São Paulo: Abril Cultural, 1982 (Coleção Os Economistas).

ROSE, A. One money one market: estimating the effect of common currencies on trade. **Economic Policy**, 15(30): 08-45, 2000.

SAMUELSON, P. International Trade and the Equalisation of Factor Prices. **The Economic Journal**, 58(230): 163-184, 1948.

SAMUELSON, P. International Price Factor Equalisation Once Again. **The Economic Journal**, 59(234): 181-197, 1949.

SANTOS SILVA, J. M. C.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. **The Review of Economics and Statistics**, 88(4): 641-658, 2006.

SERCU, P.; VANHULLE, C. Exchange Rate Volatility, Exposure and the Value of Exporting Firms. **Journal of Banking and Finance**, 16(1): 155-82, 1992.

SHAKED, A.; J. SUTTON. Natural Oligopolies. **Econometrica**, 51(5): 1469-1483, 1983.

SHELDON, I.; MISHRA, S. K.; PICK, D.; THOMPSON, S. R. Exchange rate uncertainty and US bilateral fresh fruit and fresh vegetable trade: an application of the gravity model. **Applied Economics**, 45(15): 2067-2082, 2013.

SMITH, A. **A riqueza das nações: investigação sobre sua natureza e suas causas**. São Paulo: Abril Cultural, 1983 (Coleção Os Economistas).

SOUZA, D. M.; GAMA, F. J. C.; CARMO, J. G. S.; VASCONCELOS, C. R. F. Volatilidade do câmbio e seus efeitos sobre a exportação brasileira: o viés da medida de volatilidade. **46º Encontro Nacional de Economia**, Anpec, 2018.

STIGLITZ, J. E. The causes and consequences of the dependence of quality of price. **Journal of Economic Literature**, 25(1): 1-48, 1987.

TCHAMOURLIYSKI, Y. Distance and Bilateral Trade: the Role of Nonhomothetic Preferences. **Boston College manuscript**, 2002.

THURSBY, J. G.; THURSBY, M. C. 1987. Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis, and Exchange Risk. **Review of Economics and Statistics**, 69(3): 488-495, 1987.

TINBERGEN, J. Comparatieve internationale studies. **Statistica Neerlandica**, 15(4): 461-465, 1961.

TRADEMAP – **International Trade Center. Database.** Disponível em: <<https://www.trademap.org/Index.aspx>>. Acesso em: 07/07/2019.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE – USDA. **National Agricultural Statistics Service.** United States, 2019.

VARIAN, H. R. **Microeconomic analysis.** 3ª ed. New York: WW Norton & Company, 1992.

VASCONCELOS, C. R. O Comércio Brasil-Mercosul na Década de 90: uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. **Revista Brasileira de Economia**, 57(1): 283-313, 2003.

VERDOORN, P. J. The Intra Block Trade of Benelux. In E. A. G. Robinson (ed.), **Economic Consequences of the Size of Nations.** London: Macmillan, 1960.

WESTERLUND, J.; WILHELMSSON, F. Estimating the gravity model without gravity using panel data. **Applied Economics**, 43(6): 641-649.

WORLDOMETERS. **Estatística mundial em tempo real.** Disponível em: <<https://www.worldometers.info/pt/>>. Acesso em: 07/07/2019.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna.** São Paulo: Thomson, 2002.

YOTOV, Y. **An Advanced Guide To Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model.** WTO, Geneva/UN, New York, 2016.

ZHANG, J.; WITTELOOSTUIJN, A.; ZHOU, C. Chinese bilateral intra-industry trade: a panel data study for 50 countries in the 1992-2001 period. **Review of World Economics**, 141(3): 510-540, 2005.

APÊNDICE 1

TABELA A1 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS DE LUXO - AGREGAÇÃO LIBERAL

Variável	Modelo Estimado		
	Painel - Efeito Fixo	Painel - Efeito Aleatório	PPML
Ln PIB it	-2.283** (1.118)	0.174 (0.755)	-2.4975 (2.844)
Ln PIB jt	4.104*** (1.138)	0.653*** (0.102)	1.438*** (0.352)
Ln DIST ij		-1.710*** (0.209)	-3.026*** (0.738)
Ln PIBPC jt	-3.430*** (1.067)	-0.593*** (0.105)	-0.811** (0.342)
Ln PIBPC it	2.307** (1.154)	0.035 (0.828)	2.429 (3.110)
Ln Gini j	1.032 (0.650)	-0.976** (0.431)	-1.711 (1.423)
Constante	-32.898* (16.905)	9.974 (14.168)	60.423 (54.815)
Observações	10402	10402	38400
R ²	0.0018	0.0215	0.0026

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA A2 - EFEITO DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA NO COMÉRCIO DE BENS NECESSÁRIOS - AGREGAÇÃO LIBERAL

Variável	Modelo Estimado		
	Painel - Efeito Fixo	Painel - Efeito Aleatório	PPML
Ln PIB it	-0.348 (1.893)	0.028 (1.308)	9.325* (4.925)
Ln PIB jt	2.430 (1.958)	0.230 (0.176)	0.420 (0.703)
Ln DIST ij		-0.844** (0.358)	-0.306 (1.250)
Ln PIBPC jt	-1.782 (1.846)	-0.258 (0.176)	-0.690 (0.694)
Ln PIBPC it	0.560 (1.951)	0.549 (1.431)	-8.747 (5.369)
Ln Gini j	-0.978 (1.080)	-2.362*** (0.733)	-1.586 (3.562)

Constante	-31.983 (30.116)	16.346 (24.640)	-165.999** (83.117)
Observações	4305	4305	25320
R ²	0.0026	0.0098	0.0014

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

APÊNDICE 2

TABELA 2A - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 2 ANOS – CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.287*** (0.024)	0.318*** (0.054)	0.255*** (0.031)	0.162** (0.076)	0.325*** (0.011)	0.332*** (0.020)	0.306*** (0.010)	0.346*** (0.019)	0.712*** (0.057)	0.555*** (0.059)	0.753*** (0.064)	0.663*** (0.104)
Ln PIB jt	0.329*** (0.024)	0.272*** (0.054)	0.236*** (0.031)	0.310*** (0.076)	0.310*** (0.011)	0.296*** (0.020)	0.243*** (0.010)	0.259*** (0.020)	0.669*** (0.046)	0.634*** (0.084)	0.712*** (0.055)	0.665*** (0.085)
Ln DIST ij					0.070 (0.051)	0.262*** (0.085)	0.028 (0.046)	0.124 (0.081)	0.113 (0.175)	0.792** (0.399)	0.050 (0.206)	1.139** (0.526)
Ln Gini ijt	-0.063*** (0.010)	-0.087*** (0.027)	-0.024* (0.014)	-0.058 (0.037)	-0.067*** (0.010)	-0.102*** (0.026)	-0.027** (0.013)	-0.073** (0.336)	-0.191** (0.087)	-0.226 (0.185)	-0.115 (0.103)	-0.366 (0.234)
Ln Vol 2 anos (DP)	-0.069*** (0.003)	-0.093*** (0.009)	-0.078*** (0.004)	-0.091*** (0.012)	-0.065*** (0.003)	-0.085*** (0.008)	-0.066*** (0.004)	-0.057*** (0.011)	-0.008 (0.049)	-0.114* (0.058)	-0.011 (0.058)	-0.141* (0.074)
Constante	-9.345** (0.261)	-8.094** (0.658)	-7.602*** (0.332)	-6.497*** (0.876)	-11.063*** (0.410)	-11.688*** (0.746)	-9.969*** (0.389)	-11.551*** (0.761)	-29.310*** (1.952)	-30.759*** (2.600)	-30.803*** (2.101)	-37.360*** (4.312)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1549	0.2000	0.1085	0.1189	0.1567	0.2033	0.1106	0.1577	0.0056	0.0024	0.0046	0.0016

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2B - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.266*** (0.024)	0.286*** (0.055)	0.225*** (0.031)	0.114 (0.076)	0.306*** (0.011)	0.306*** (0.021)	0.283*** (0.010)	0.320*** (0.021)	0.712*** (0.060)	0.511*** (0.058)	0.730*** (0.066)	0.614*** (0.108)
Ln PIB jt	0.301*** (0.024)	0.242*** (0.055)	0.196*** (0.032)	0.252*** (0.076)	0.287*** (0.011)	0.272*** (0.021)	0.217*** (0.010)	0.233*** (0.021)	0.669*** (0.050)	0.594*** (0.086)	0.708*** (0.058)	0.606*** (0.089)
Ln DIST ij					0.129** (0.052)	0.335*** (0.087)	0.093** (0.047)	0.205** (0.083)	0.115 (0.192)	0.995** (0.308)	0.076 (0.227)	1.297** (0.597)
Ln Gini ijt	-0.069*** (0.010)	-0.087*** (0.027)	-0.030** (0.014)	-0.061 (0.037)	-0.073*** (0.010)	-0.104*** (0.026)	-0.035*** (0.013)	-0.080** (0.033)	-0.184** (0.084)	-0.292 (1.088)	-0.123 (0.100)	-0.411 (0.253)
Ln Vol 4 anos (DP)												
	-0.107*** (0.006)	-0.129*** (0.015)	-0.140*** (0.008)	-0.173*** (0.021)	-0.098*** (0.006)	-0.115*** (0.014)	-0.110*** (0.008)	-0.101*** (0.019)	0.014 (0.085)	-0.172* (0.093)	-0.023 (0.100)	-0.148 (0.109)
Constante	-8.121*** (0.298)	-6.464*** (0.768)	-5.867*** (0.377)	-3.831*** (1.002)	-10.448*** (0.419)	-10.941*** (0.772)	-9.311*** (0.401)	-10.892*** (0.786)	-29.118*** (1.915)	-30.229*** (2.498)	-30.773*** (2.072)	-36.024*** (3.908)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1551	0.1957	0.1081	0.1050	0.1565	0.2022	0.1100	0.1565	0.0057	0.0024	0.0046	0.0015

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2C - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE DESVIO PADRÃO COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.290*** (0.024)	0.312*** (0.056)	0.240*** (0.032)	0.128* (0.077)	0.327*** (0.011)	0.338*** (0.022)	0.295*** (0.011)	0.347*** (0.022)	0.735*** (0.064)	0.503*** (0.053)	0.748*** (0.068)	0.617*** (0.104)
Ln PIB jt	0.323*** (0.025)	0.289*** (0.056)	0.198*** (0.032)	0.286*** (0.077)	0.310*** (0.011)	0.309*** (0.022)	0.231*** (0.011)	0.263*** (0.022)	0.686*** (0.053)	0.589*** (0.082)	0.721*** (0.060)	0.606*** (0.086)
Ln DIST ij					0.091* (0.053)	0.251*** (0.098)	0.081* (0.048)	0.134 (0.088)	-0.010 (0.205)	-0.967** (0.406)	-0.044 (0.244)	1.167** (0.508)
Ln Gini ijt	-0.083*** (0.011)	-0.099*** (0.028)	-0.050*** (0.014)	-0.080** (0.037)	-0.085*** (0.010)	-0.111*** (0.027)	-0.049*** (0.013)	-0.083 (0.033)	-0.146* (0.082)	-0.269 (0.180)	-0.081 (0.099)	-0.350 (0.221)
Ln Vol 6 anos (DP)	-0.057*** (0.008)	-0.065*** (0.021)	-0.115*** (0.011)	-0.123*** (0.028)	-0.049*** (0.008)	-0.048** (0.018)	-0.074*** (0.010)	-0.033 (0.024)	0.082 (0.107)	-0.111 (0.113)	0.053 (0.132)	-0.060 (0.097)
Constante	-9.246*** (0.334)	-8.276*** (0.861)	-6.286*** (0.421)	-5.011*** (1.120)	-11.233*** (0.423)	-11.999*** (0.785)	-9.849** (0.406)	-11.708*** (0.796)	-29.006*** (1.945)	-29.456*** (2.349)	-30.460*** (2.079)	-34.764*** (3.494)
Observações	21266	3893	36783	6949	21550	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1578	0.2017	0.1112	0.1100	0.1587	0.2044	0.1121	0.1603	0.0056	0.0023	0.0045	0.0015

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2D - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 2 ANOS - CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.289*** (0.024)	0.281*** (0.054)	0.267*** (0.031)	0.125*** (0.076)	0.325*** (0.011)	0.313*** (0.020)	0.317*** (0.010)	0.332*** (0.020)	0.711*** (0.058)	0.527*** (0.055)	0.737*** (0.065)	0.621*** (0.101)
Ln PIB jt	0.326*** (0.024)	0.273*** (0.054)	0.246*** (0.031)	0.295*** (0.076)	0.309*** (0.011)	0.284*** (0.020)	0.254*** (0.010)	0.246*** (0.020)	0.668*** (0.047)	0.608*** (0.080)	0.713*** (0.057)	0.611*** (0.084)
Ln DIST ij					0.088* (0.052)	0.299*** (0.085)	0.012 (0.046)	0.163** (0.081)	0.121 (0.185)	0.844** (0.353)	0.007 (0.217)	1.269*** (0.462)
Ln Gini ijt	-0.075*** (0.010)	-0.083*** (0.027)	-0.040*** (0.014)	-0.059 (0.037)	-0.079*** (0.010)	-0.100*** (0.263)	-0.041*** (0.013)	-0.078** (0.033)	-0.186** (0.092)	-0.235 (0.167)	-0.098 (0.108)	-0.395* (0.208)
Ln Vol 2 anos (P&S)	-0.355*** (0.026)	-0.648*** (0.059)	-0.256*** (0.035)	-0.727*** (0.084)	-0.326*** (0.025)	-0.589*** (0.057)	-0.176*** (0.034)	-0.456*** (0.079)	0.083 (0.383)	-0.671 (0.540)	0.301 (0.399)	-1.529* (0.784)
Constante	-9.054*** (0.279)	-6.694*** (0.700)	-7.955*** (0.352)	-4.703*** (0.937)	-10.959*** (0.414)	-10.784*** (0.760)	-10.278*** (0.395)	-10.886*** (0.780)	-29.181*** (2.014)	29.228*** (2.167)	-30.567*** (2.095)	-35.465*** (3.628)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	49354	43954
R ²	0.1559	0.1990	0.1124	0.1035	0.1572	0.2026	0.1133	0.1561	0.0056	0.0023	0.0046	0.0017

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2E - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 4 ANOS – CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.280*** (0.025)	0.242*** (0.057)	0.284*** (0.032)	0.056 (0.079)	0.332*** (0.011)	0.312*** (0.033)	0.342*** (0.011)	0.345*** (0.022)	0.735*** (0.059)	0.583*** (0.066)	0.795*** (0.077)	0.613*** (0.073)
Ln PIB jt	0.343*** (0.024)	0.283*** (0.054)	0.269*** (0.032)	0.293*** (0.076)	0.319*** (0.011)	0.288*** (0.033)	0.278*** (0.010)	0.260*** (0.022)	0.686*** (0.052)	0.656*** (0.068)	0.757*** (0.067)	0.602*** (0.060)
Ln DIST ij					0.800 (0.053)	0.339*** (0.126)	-0.059 (0.048)	0.148* (0.087)	-0.003 (0.226)	0.406 (0.317)	-0.284 (0.280)	1.195*** (0.462)
Ln Gini ijt	-0.092*** (0.011)	-0.131*** (0.028)	-0.044*** (0.014)	-0.121*** (0.038)	-0.091*** (0.011)	-0.136*** (0.027)	-0.034*** (0.014)	-0.092*** (0.034)	-0.140 (0.109)	-0.078 (0.144)	0.010 (0.130)	-0.362* (0.209)
Ln Vol 4 anos (P&S)	-0.159*** (0.027)	-0.421*** (0.065)	0.002 (0.035)	-0.588*** (0.090)	-0.117*** (0.026)	-0.306*** (0.059)	0.103*** (0.033)	-0.134* (0.075)	0.300 (0.327)	0.594 (0.510)	0.715** (0.352)	0.270 (0.853)
Constante	-9.319*** (0.342)	-5.987*** (0.900)	9.032*** (0.426)	-2.834*** (1.183)	-11.362 (0.424)	-11.201*** (0.793)	-11.121*** (0.407)	-11.541*** (0.807)	-29.363 (1.981)	-28.809*** (10.495)	-31.130*** (2.175)	-34.544*** (3.810)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	49354	43954
R ²	0.1550	0.189	0.1141	0.0598	0.1585	0.2015	0.1162	0.1588	0.0056	0.0021	0.0047	0.0015

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

TABELA 2F - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO NO COMÉRCIO INTRAINDUSTRIAL VERTICAL E HORIZONTAL UTILIZANDO A MEDIDA DE PEREE E STEINHERR COM DEFASAGEM DE 6 ANOS – CÂMBIO REAL.

Variável	Modelo Estimado											
	Painel - Efeito Fixo				Painel - Efeito Aleatório				PPML			
	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM	Vertical FF	Horizontal FF	Vertical GHM	Horizontal GHM
Ln PIB it	0.382*** (0.025)	0.426*** (0.058)	0.383*** (0.032)	0.224*** (0.080)	0.396*** (0.011)	0.405*** (0.225)	0.391*** (0.010)	0.403*** (0.021)	0.758*** (0.058)	0.666*** (0.070)	0.812*** (0.076)	0.738*** (0.083)
Ln PIB jt	0.377*** (0.024)	0.338*** (0.054)	0.299*** (0.031)	0.363*** (0.076)	0.372*** (0.011)	0.368*** (0.021)	0.325*** (0.010)	0.319*** (0.021)	0.705*** (0.049)	0.730*** (0.076)	0.773*** (0.066)	0.697*** (0.065)
Ln DIST ij					-0.121** (0.053)	0.033 (0.091)	-0.229*** (0.048)	-0.073 (0.087)	-0.085 (0.208)	0.017 (0.281)	-0.304 (0.269)	0.437 (0.298)
Ln Gini ijt	-0.047*** (0.011)	-0.065** (0.029)	0.005 (0.014)	-0.057 (0.039)	-0.047*** (0.011)	-0.073*** (0.027)	0.012 (0.015)	-0.033 (0.035)	-0.120 (0.106)	0.022 (0.148)	-0.001 (0.129)	-0.126 (0.170)
Ln Vol 6 anos (P&S)	0.297*** (0.028)	0.278*** (0.064)	0.462*** (0.036)	0.125 (0.093)	0.301*** (0.027)	0.270*** (0.062)	0.494*** (0.033)	0.354*** (0.075)	0.431 (0.274)	1.187*** (0.403)	0.657** (0.317)	0.845 (0.556)
Constante	-13.069*** (0.041)	-12.556*** (0.889)	-12.601*** (0.426)	-9.331*** (1.176)	-13.099*** (0.422)	-13.670*** (0.782)	-12.505*** (0.403)	-13.170*** (0.790)	-29.979*** (1.925)	-30.409*** (2.284)	-31.989*** (2.191)	-34.912*** (3.063)
Observações	21266	3893	36783	6949	21266	3893	36783	6949	43954	43954	43954	43954
R ²	0.1591	0.2055	0.1152	0.1419	0.1603	0.2078	0.1191	0.1675	0.0057	0.0023	0.0047	0.0014

Fonte: a autora (2020).

Nota: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.