

O COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL DO MERCOSUL E A VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

Cibele De Biasi da Silva¹

Mauricio Vaz Lobo Bittencourt²

Resumo: O principal objetivo do presente artigo é analisar o efeito da volatilidade da taxa de câmbio, especificamente sobre o comércio intra-industrial, entre os países do Mercosul. Para o desenvolvimento do estudo, considerou-se os dados do comércio internacional entre os membros do Mercosul, os quais foram desagregados no nível de 4 dígitos do Sistema Harmonizado, para os anos de 2003 à 2013. O banco de dados utilizado para a estimação possui 166.056 observações, referentes a 12 relações bilaterais. Após cálculo bilateral do índice de Grubel-Lloyd de comércio intra-industrial entre os cinco países do Mercosul, essa variável foi utilizada como dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados por três técnicas econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Dados em Painel e Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) na forma de dados em painel. Os resultados da pesquisa apontam que o comércio intra-industrial entre o Mercosul foi afetado positivamente pela volatilidade cambial durante o período analisado.

Palavras-chave: Comércio intra-industrial; Volatilidade da taxa de câmbio; Equação gravitacional; Máxima Verossimilhança de Poisson.

Classificação JEL: F14, F15, F31.

Abstract: The main goal of this study is to analyze the effect of exchange rate volatility, particularly on intra-industry trade among the Mercosur countries. An international trade data was considered among Mercosur members disaggregated at 4-digit-level of the Harmonized System for the period 2003 to 2013. The database used for the estimation has 166,056 observations regarding 12 bilateral relations. After the calculation of a bilateral Grubel-Lloyd index of intra-industry trade among the four countries, this variable was used as dependent variable on a gravity model of trade, whose parameters were estimated for three econometric approaches: Ordinary Least Squares (OLS), Panel Data and Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML). Results indicate that intra-industry trade among the Mercosur countries was positively affected by the exchange rate volatility during the period analyzed.

Keywords: Intra-industry trade; Exchange rate volatility; Gravity equation; Poisson Pseudo maximum likelihood.

JEL Classification: F14, F15, F31.

Área Temática 5 - Economia Internacional

¹ Economista da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: cibelebiasi@hotmail.com.

² Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). E-mail: mbittencourt@ufpr.br.

O COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL DO MERCOSUL E A VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

1 INTRODUÇÃO

A taxa de câmbio é considerada uma das variáveis mais relevantes de uma economia aberta em seu relacionamento com o exterior. 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 flutuante. 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 e 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 e Bittencourt, 2014).

De acordo com Carmo e Bittencourt (2014), as evidências encontradas na literatura no que diz respeito ao efeito da volatilidade da taxa de câmbio, entretanto, estão longe de serem conclusivas. Dell' Ariccia (1999); Rose (2000); Clark *et al.* (2004); Bittencourt *et al.* (2007), *apud* Carmo e Bittencourt (2014), afirmam que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os fluxos comerciais podem ser negativos, enquanto que Mackenzie e Brooks (1997); Mackenzie (1998); Hwang e Lee (2005) sustentam a ideia de que os efeitos são positivos e Kumar e Dhawan (1991); Gagnon (1993); Aristotelous (2001) não acreditam que a volatilidade do câmbio afete os fluxos comerciais. De acordo com Ozturk (2006, *apud* Carmo e Bittencourt, 2014), a ambiguidade nos resultados obtidos está muito associada a fatores como escolha do período de tempo analisado, especificação do modelo empírico, *proxy* para a volatilidade cambial e também ao nível de desenvolvimento dos países considerados no estudo. Entretanto, o autor aponta que a maior parte dos estudos empíricos publicados desde 1978, traz a volatilidade da taxa de câmbio como um fator que afeta negativamente o comércio em geral.

Ademais, apesar de haver grande difusão de estudos acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional, ainda são poucos aqueles que objetivam analisar o comércio internacional brasileiro, o que constitui em uma grande lacuna, tendo em vista que o Brasil aumentou a variabilidade da taxa de câmbio a partir do momento em que se adotou o regime de câmbio flutuante, em 1999 (Holland 2006 *apud* Carmo e Bittencourt, 2013). Dessa maneira, um estudo mais aprofundado acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio internacional mostra-se relevante na medida em que, de acordo com Bittencourt, Larson e Thompson (2007), a ausência de um sistema cambial estável e bem administrado pode ser uma importante fonte do que é conhecido como "misalignment" (ou "desalinhamento"), principalmente para aqueles países que têm utilizado a paridade de sua moeda com o dólar americano. Segundo Edwards (1989, *apud* Damasceno e Vieira, 2013), a manutenção da taxa de câmbio real em níveis inadequados (desalinhados) tende a criar distorções nos preços relativos dos bens comercializáveis e não comercializáveis, resultando em alocações não-ótimas de recursos entre os setores da economia, com impactos adversos sobre o crescimento econômico.

Diante deste contexto, visando ampliar o entendimento acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional brasileiro, o presente estudo objetiva analisar os impactos e efeitos dessa variável, especificamente no comércio intra-industrial³, entre os países que compõem o bloco econômico do Mercosul (Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai)⁴ no período compreendido entre 2003 à 2013. Por mais que o Brasil não apresente um comércio intra-industrial

³ Padrão de comércio caracterizado pela simultânea importação e exportação de produtos de mesma origem industrial, pertencentes a uma mesma etapa do processo produtivo.

⁴ Apesar de ser um membro pleno do Mercosul desde 2012, a Venezuela não foi considerada no presente trabalho devido à sua participação compreender apenas 2 anos de todo o período considerado pela amostra.

igual ao observado nas nações desenvolvidas, esse padrão comercial vem aumentando a sua participação no comércio total e recebendo a atenção por parte dos pesquisadores.

Já os objetivos específicos concentram-se em: i) mensurar o comércio intra-industrial entre os países do Mercosul de forma desagregada; ii) analisar o efeito dos principais fatores que determinam o comércio intra-industrial; iii) determinar como o fluxo desse padrão de comércio responde às mudanças na volatilidade da taxa de câmbio e também às variáveis como diferença de renda *per capita*, PIB, abertura comercial e distância entre os países analisados.

Após a delimitação das hipóteses, será calculado bilateralmente o índice Grubel-Lloyd de comércio intra-industrial entre os quatro países do Mercosul. Em seguida, essa variável será utilizada como variável dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros serão estimados por três técnicas econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Dados em Painel e Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) na forma de dados em painel.

O presente artigo está estruturado em outras seis seções, além desta introdução. Na segunda seção faz-se uma breve discussão teórica a respeito do comércio intra-industrial que fundamenta a pesquisa e mostra algumas evidências empíricas. Na terceira, descreve-se a metodologia e os dados utilizados. A quarta parte mostra o método empírico a ser utilizado. Na quinta seção, discute-se os resultados e, por fim, a sexta seção contém as conclusões e implicações do estudo.

2. COMÉRCIO INTERNACIONAL

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 a principal forma de um país obter impulso no seu crescimento econômico. Adam Smith (1776) demonstrou que o comércio internacional poderia beneficiar todos os países, caso houvesse especialização das partes envolvidas de acordo com suas vantagens absolutas: se dois países concentrassem suas produções nos bens em que possuíssem vantagens absolutas e os exportassem entre si, ambos poderiam consumir mais do que caso se recusassem a comerciar. Posteriormente, David Ricardo (1817) introduziu o conceito das vantagens comparativas objetivando demonstrar que mesmo quando um país fosse menos eficiente, em termos absolutos, na produção de todos os bens, continuaria a participar no comércio internacional ao produzir e exportar os bens cuja produção fosse relativamente mais eficiente. Na mesma época, entretanto, Thomas Malthus (1820), em sua análise sobre os excedentes, se opôs à corrente clássica do livre comércio e defendeu uma maior produção de alimentos baseada na proteção agrícola, inclusive com incentivos governamentais, para obter melhores preços e maiores investimentos, com o conseqüente aumento da produtividade do setor. Além disso, John Stuart Mill (1848) inaugurou a análise do capitalismo sob o aspecto da exportação de capitais, onde afirmou que as taxas internas de lucro seriam maiores se parte das poupanças domésticas fosse destinada a investimentos externos dirigidos ao suprimento de fontes alimentares e de matérias-primas, reduzindo a taxa interna de juros e garantindo fontes constantes de suprimento. (Cassano, 2002).

Atualmente, a teoria econômica do comércio internacional contempla diferentes modelos que objetivam prever os padrões de comércio entre os países. Entre eles podemos citar o modelo Ricardiano, o modelo de Heckscher-Ohlin, o modelo dos Fatores Específicos e o modelo Gravitacional.

Basicamente, o modelo Ricardiano, baseado na ideia das vantagens comparativas, prevê que os países se especializam em bens ou serviços que produzem relativamente melhor. Existe apenas um fator de produção, a mão de obra (trabalho) e o diferencial de produtividade desse fator justifica a especialização dos países.

O modelo de Heckscher-Ohlin foi criado como uma alternativa ao modelo Ricardiano, tendo como objetivo a eliminação da teoria do valor trabalho e a incorporação do mecanismo neoclássico do preço na teoria do comércio internacional. O modelo defende a ideia de o padrão do comércio internacional ser determinado pela diferença na disponibilidade de fatores naturais: um país será

exportador de bens que fazem uso intensivo dos fatores (capital, trabalho) que possuem em abundância e irá importar os bens cuja produção é dependente de fatores que não são abundantes.

O modelo dos Fatores Específicos foi desenvolvido por Paul Samuelson e Ronald Jones e segue os pressupostos do modelo Ricardiano, com o diferencial de considerar a existência de vários fatores de produção: fatores móveis (trabalho) e fatores específicos.

O modelo Gravitacional apresenta uma análise mais empírica dos padrões de comércio, onde prevê que o mesmo será baseado na distância entre os países e na interação derivada do tamanho das suas economias (Krugman e Obstfeld, 2005).

2.1 COMÉRCIO INTERINDUSTRIAL E COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL

No que tange o comércio intra-industrial (doravante CII), o mesmo ocorre quando há 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 que sejam oriundos da mesma indústria, mas em etapas diferentes do processo produtivo, tem-se o comércio interindustrial. Para um melhor entendimento do conceito de comércio intra-industrial, formula-se o seguinte exemplo: uma relação comercial entre dois países, Brasil e Argentina, em que o Brasil exporta e importa carros da Argentina, o comércio resultante será entendido como intra-industrial. Por outro lado, numa situação em que o Brasil exporta para a Argentina carros e importa bicicletas, o padrão comercial será definido como interindustrial, uma vez que os produtos transacionados são oriundos de indústrias diferentes (Carmo, 2010).

De acordo com Carmo (2014), a teoria neoclássica de comércio internacional foi formulada, basicamente, segundo o modelo de Hecksher-Ohlin (H-O). Nesse modelo os fluxos comerciais são determinados de acordo com as vantagens comparativas dos países, originárias das disponibilidades relativas de fatores de produção. Além disso, o modelo parte do pressuposto que os países possuem distintas dotações de fatores, fazendo com que os custos relativos de produção também sejam distintos. Dessa forma, um país capital-abundante deve se especializar na produção e comercialização dos bens capital-intensivos, ao passo que o país trabalho-abundante deve se especializar na produção e comercialização dos bens trabalho-intensivos, tendo como resultado um padrão de comércio essencialmente interindustrial, ou seja, os produtos trocados pelos parceiros comerciais são originários de diferentes indústrias.

A partir da década de 1950, entretanto, evidências apontavam para a existência de um novo padrão de comércio, o qual ficou conhecido como comércio intra-indústria. A primeira evidência surgiu quando Leontief⁵ (1953, *apud* Carmo, 2014) questionou os fundamentos do modelo H-O, a partir de uma matriz insumo-produto, onde verificou que as exportações dos Estados Unidos no período pós-guerra eram menos capital-intensivas do que as suas importações, apesar de se tratar de um país abundante em capital.⁶ Outra evidência surgiu quando Balassa⁷ (1966, *apud* Carmo, 2014) identificou, em estudo desenvolvido para a Comunidade Econômica Europeia (CEE)⁸, que a maior parte dos produtos comercializados entre os países pertencentes ao bloco possuía uma característica intra-industrial e, também, que o comércio era realizado entre nações que apresentavam dotações de fatores relativamente similares. Esse fato foi confirmado em estudo posterior de Grubel⁹ (1967, *apud* Carmo, 2014) que, além disso, verificou que os países pertencentes ao bloco econômico apresentavam uma tendência de homogeneização das pautas de exportação ao mesmo tempo em

⁵ LEONTIEF, W. Domestic production and foreign trade: the american capital position re-examined. *Proceeding of the American Philosophical Society*, 97, p.332- 349, 1953.

⁶ Essa contradição ficou conhecida na literatura como o “paradoxo de Leontief”.

⁷ BALASSA, B. Tariff reductions and trade in manufactures among industrial countries. **American Economic Review**, v. 56, p. 466-473, june 1966.

⁸ CEE foi criada em 1957 numa primeira tentativa da criação de um mercado comum. Os países membros foram: Alemanha Ocidental, França, Itália, Luxemburgo, Holanda e Bélgica.

⁹ GRUBEL, H.G. Intra-industry trade specialization and the pattern of trade. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, v. 33, n. 3, p. 374-388, 1967.

que passaram de uma condição de exportadores a importadores líquidos de determinados produtos após a formação do bloco econômico. (Carmo, 2014). Posteriormente, Grubel e Lloyd¹⁰ (1975, *apud* Carmo, 2014) criaram um índice para medir a intensidade padrão de comércio intra-industrial entre dois países, o qual ficou conhecido como Índice de Grubel - Lloyd. (Arbache e De Negri, 2002).

Contudo, apesar do surgimento do padrão de comércio intra-industrial ter iniciado nos anos cinquenta e sessenta, foi apenas no final dos anos setenta, com os trabalhos de Krugman¹¹ (1979, 1980, 1981) *apud* Carmo (2014), que começaram a emergir na literatura os modelos teóricos sobre o assunto objetivando explicar a nova característica do comércio internacional. Krugman (1981, *apud* Carmo, 2014) demonstrou que os principais determinantes do comércio intra-industrial são as economias de escala, a diferenciação horizontal de produtos, a preferência dos consumidores por variedades e a similaridade das dotações de fatores dos parceiros comerciais. Posteriormente, Helpman e Krugman¹² (1985, *apud* Carmo, 2014) compatibilizaram em um mesmo modelo os padrões de comércio interindustrial e intra-industrial, onde assumiram que as vantagens comparativas dos países explicam o comércio interindustrial, enquanto que as economias de escala explicam o comércio intra-industrial. Assumindo, ainda, que os produtos diferenciados são mais capital-intensivos do que os produtos homogêneos, os autores mostraram que o comércio intra-industrial será maior quanto maior for a similaridade da relação capital-trabalho dos parceiros comerciais, e quanto mais os países se diferenciarem em termos da relação capital-trabalho, maior será o comércio interindustrial.

Falvey (1981)¹³, Falvey e Kierkowski¹⁴ (1987), e Flam e Helpman¹⁵ (1987), *apud* Carmo (2014), no entanto, não concordavam com as implicações teóricas dos modelos de Krugman (1981) e Helpman e Krugman (1985), pois acreditavam que as vantagens comparativas dos países ainda possuíam grande importância na determinação do fluxo comercial intra-industrial. A lógica dos modelos desenvolvidos por Falvey (1981), Falvey e Kierkowski (1987) e Flam e Helpman (1987) se assemelha à lógica do modelo H-O, onde os países tendem a se especializar naqueles bens que utilizam de forma intensiva os fatores de produção que são abundantes internamente. Entretanto, as fontes das vantagens comparativas nesses modelos são completamente distintas. Nos modelos desenvolvidos por Falvey (1981), Falvey e Kierkowski (1987), o país relativamente abundante em capital exportará os bens intensivos em trabalho qualificado, uma vez que deverá possuir mão-de-obra mais qualificada, ao passo que o país relativamente escasso em capital, como possui mão-de-obra menos qualificada, exportará os bens intensivos em trabalho não qualificado. Portanto, esses modelos estão ligados à abordagem neofatorial, onde se admite de maneira mais forte, a existência de fatores de produção associados ao capital humano qualificado, o qual possui quantidades diferentes entre os países. Por outro lado, no modelo desenvolvido por Flam e Helpman (1987), as vantagens comparativas dos países estão associadas às assimetrias tecnológicas existentes entre os mesmos. Ou seja, os países se especializariam na produção de bens pertencentes à mesma indústria, em que o país mais avançado tecnologicamente se especializaria nos bens de maior conteúdo

¹⁰ GRUBEL, H. G.; LLOYD, P. J. **Intra-Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products**. London, MacMillan, 1975.

¹¹ KRUGMAN, P. Increasing returns, monopolistic competition and international trade. **Journal of International Economics**, 9(4), p. 469-480, 1979;

KRUGMAN, P. Scale economies, Product differentiation and the pattern of trade. **American Economic Review**, 70(5), p. 950-959, 1980;

KRUGMAN, P. Intraindustry specialization and gains from trade. **The Journal of Political Economy**, vol. 89, n. 5, p. 959-973, oct. 1981.

¹² HELPMAN, E.; KRUGMAN, P. **Market structure and foreign trade**. Brighton, UK: Harvester Wheatsheaf, 1985.

¹³ FALVEY, R. E. Commercial policy and intra-industry trade. **Journal of International Economics** 11, p. 495-511, 1981.

¹⁴ FALVEY, R. E.; KIERZKOWSKI, H. Product quality, intra-industry trade and (im)perfect competition. In: *Protection and Competition in International Trade*, H. Kierzkowski (Ed.). Clarendon Press: Oxford, p. 143-161, 1987

¹⁵ FLAM, H.; HELPMAN, E. Vertical product differentiation and North-South trade. **American Economic Review**, v. 77(5), p. 810-822, 1987.

tecnológico, enquanto o país tecnologicamente menos avançado se especializaria na produção dos bens de menor conteúdo tecnológico. O modelo associa-se, portanto, ao enfoque neotecnológico, em que as vantagens comparativas dos países estão associadas às assimetrias tecnológicas existentes entre os mesmos. (Carmo, 2010).

2.2 COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL HORIZONTAL E COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL VERTICAL

As diferentes implicações dos modelos teóricos citadas anteriormente, implicaram uma desagregação do conceito de comércio intra-industrial em horizontal e vertical. Nesse caso, conforme a literatura, o comércio intra-industrial horizontal (doravante CIIH) ocorre quando os bens trocados pelos países são diferenciados horizontalmente, já o comércio intra-industrial vertical (doravante CIIV) ocorre quando os bens comercializados são diferenciados verticalmente (Carmo, 2010).

De acordo com Granço (2011), as ideias fundamentais do comércio intra-industrial horizontal (CIIH) são obtidas a partir dos chamados modelos neo-Chamberlianos e de modelos neo-Hotelling. Nos modelos neo-Chamberlianos, assume-se que os consumidores têm preferência pela variedade, como no modelo de Krugman (1979). Nesse modelo, há representação de comércio entre economias idênticas, eliminando a possibilidade de explicação pela teoria de H-O, assumindo que os consumidores têm a mesma função de utilidade para todas as variedades de um bem. O CIIH ocorre com um mercado integrado, pois os consumidores passam a ter acesso a novas variedades de bens e as empresas podem explorar os retornos crescentes à escala devido à possibilidade de realizar suas vendas em um mercado de tamanho maior. Os modelos neo-Hotelling pressupõem de que diferentes consumidores têm preferências por variedades alternativas de um produto e que cada consumidor consome apenas a variedade que considera ideal.

O ferramental teórico para o comércio intra-industrial envolvendo produtos verticalmente diferenciados (CIIV) tem suas origens no trabalho de Linder¹⁶ (1961, *apud* Carmo, 2014), o qual assume que a demanda por qualidade dentro de uma categoria de produto tem uma relação positiva com a renda que, por sua vez, é determinada pela intensidade de capital. Consideram-se dois países, um com renda *per capita* elevada e outro com renda *per capita* baixa e pressupõe-se que os consumidores em países com uma renda *per capita* elevada demandarão variedades de produtos de qualidade relativamente mais alta, quando comparadas as de países com renda *per capita* menor. Caso se identifique uma sobreposição entre as distribuições de renda, pode-se determinar se ocorre demanda por um mesmo produto nos dois países. (Granço, 2011).

Segundo a classificação da OCDE (2002, *apud* Granço, 2011)¹⁷, o comércio intra-industrial horizontal (CIIH) envolve variedades diferenciadas de produtos similares. Esse padrão de comércio refere-se, por exemplo, a fluxos entre países estabelecidos pela importação e exportação de carros de classes e preços similares. No comércio intra-industrial vertical (CIIV) abandona-se o pressuposto de que a estrutura de mercado opera em concorrência monopolística e considera-se que a mesma opera em uma estrutura de concorrência perfeita, envolvendo produtos que diferem em termos de qualidade e preço (Granço, 2011). Como exemplo, pode-se considerar que o Brasil exporta carros populares para os EUA e importa carros de luxo daquele país.

2.3 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DE COMÉRCIO INTRA-INDÚSTRIA PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Especificamente para o Brasil, os trabalhos empíricos de verificação do comércio intra-industrial surgiram a partir dos anos oitenta e, desde então, vêm recebendo grande atenção por parte dos pesquisadores. Durante os anos noventa, essas investigações empíricas tornaram-se mais

¹⁶ LINDER, B. **An essay on trade and transportation**. Wiley, New York, 1961.

¹⁷ OCDE; Intra-industry and intra-firm trade and internationalization of production. **OECD Economic Outlook**, n. 71 p. 159 – 170. 2002.

importantes principalmente devido às transformações estruturais ocorridas na economia brasileira - abertura comercial, formação do Mercosul, assinatura de diversos acordos bilaterais de comércio, entrada de empresas transnacionais, etc. (Carmo, 2010).

Oliveira (1986) realizou um trabalho empírico com o objetivo de medir a intensidade do comércio intra-indústria para os países da Associação Latino-Americana de Integração (Aladi) e para os principais países industrializados que transacionam com o Brasil entre 1969 a 1982, através da mensuração do índice de Grubel e Lloyd. Os resultados obtidos evidenciaram uma tendência crescente do índice de comércio intra-indústria, em todo o período de análise, tendo oscilado de 14,3% em 1969 para 65,4% em 1982. Segundo a autora, as categorias que apresentaram índice de comércio intra-indústria superior a 50% foram: produtos químicos orgânicos; máquinas para oficina; outras máquinas e aparelhos elétricos; carrocerias, chassis e outras partes para veículos automotores; instrumentos profissionais; aparelhos fotográficos e relógios.

De forma semelhante, o estudo de Lerda¹⁸ (1988, *apud* Vasconcelos, 2003), referente ao comércio intra-industrial brasileiro entre 1981 e 1985 conclui que no fluxo de comércio de produtos manufaturados, o comércio intra-indústria representava 51,11% em 1981, 47,88% em 1982, 48,11% em 1983, 43,01% em 1984 e 45,82% em 1985. Considerando toda a pauta de exportações e importações, os índices de Grubel e Lloyd para o fluxo de comércio global brasileiro foram 26,22%, 24,58%, 22,52%, 20,95% e 24,52% para os anos de 1981 a 1985, respectivamente.

O trabalho elaborado por Hidalgo¹⁹ (1993, *apud* Vasconcelos, 2003) mensura o índice de comércio intra-indústria entre a economia brasileira e o resto do mundo entre 1978 a 1987 através do índice de Grubel e Lloyd. Os resultados obtidos indicam uma tendência de crescimento do comércio intra-indústria para a economia como um todo, variando entre 30% e 40% ao longo do período analisado. Com relação ao comércio bilateral entre o Brasil e um conjunto de 56 países, o autor conclui que houve um significativo grau de comércio intra-indústria com os países desenvolvidos e com os principais parceiros comerciais da América Latina enquanto que com a maioria dos outros países em desenvolvimento mostrou-se insignificante.

Machado e Markwald²⁰ (1997, 1998, *apud* Bittencourt e Carmo, 2011) analisam o comércio bilateral entre Brasil e Argentina, considerando os efeitos do Mercosul no do comércio intra-indústria entre esses dois países. Os autores mensuraram o índice de Grubel e Lloyd para o período de 1990 a 1996. Na análise da evolução do índice de comércio intra-indústria, as principais conclusões foram de que o comércio intra-indústria teve uma tendência crescente após a constituição do Mercosul e que este se concentra em produtos químicos e máquinas e material de transporte.

Vasconcelos (2003) objetivou mensurar a importância do comércio intra-industrial para o incremento do fluxo comercial total entre Brasil e o Mercosul referente ao período compreendido entre 1990 à 1998. Com os resultados obtidos verificou-se que, durante o período de análise, o comércio intra-industrial entre o Brasil e o Mercosul apresentou uma trajetória linear e crescente, passando de 48,0%, em 1990, para 64,0%, em 1998. As indústrias que mais contribuíram para este resultado foram: alimentícias, bebidas e fumo; indústria química e conexas; plástico e borracha e suas obras; calçados e chapéus; máquinas e aparelhos, material elétrico; e material de transporte.

Em estudos mais recentes, Baltar²¹ (2008 *apud* Carmo, 2014) avaliou a inserção internacional do Brasil por meio da mensuração dos diferentes padrões de comércio para os períodos de 1996 a 1998 e 2003 a 2005. A autora verificou que o comércio intra-industrial

¹⁸ LERDA, S. C. M. S. Comércio internacional intra-industrial: Aspectos teóricos e algumas evidências, com aplicação ao caso brasileiro. 1988. 171 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade de Brasília. Brasília, 1988.

¹⁹ 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.

²⁰ MACHADO, J. B. M.; MARKWALD, R. A. Dinâmica recente do processo de integração do Mercosul. Anais, pages 723-742. Recife: ANPEC, 1997.

MACHADO, J. B. M. & MARKWALD, R. A. Padrões de comércio intra e extra-Mercosul: Alvos para uma política industrial do Mercosul. Rio de Janeiro: FUNCEX (Texto para Discussão N. 141, novembro), 21 p. 1998.

²¹ BALTAR, C. T. Comércio exterior inter e intra-industrial: Brasil 2003-2005. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 32, p. 107-134, abr. 2008.

apresentou elevação para os produtos diferenciados intensivos em P&D, de 25,1% para 31,6%, e diferenciados com fornecedores especializados, de 12,4% para 16,0%, durante os dois períodos de tempo analisados. Além disso, considerando o comércio com os diferentes blocos econômicos, o autor verificou que o Brasil possui um comércio intra-industrial mais intensivo com o Mercosul (37,0%), seguido de Nafta (23%) e União Europeia (13%)

Ademais, Bittencourt e Carmo (2011) analisaram o comércio intra-industrial entre o Brasil e os países da OCDE, no período compreendido entre 2000 a 2009 e concluíram que os Estados Unidos e o México são os países da OCDE que possuem o maior volume e índice de comércio intra-industrial (CII) com o Brasil, respectivamente. Além disso, também verificaram que em todas as relações bilaterais, o comércio intra-industrial vertical (CIIV) é superior ao comércio intra-industrial horizontal (CIIH), em que os produtos exportados pelo Brasil possuem qualidade inferior a dos produtos importados. Em estudo posterior, referente ao comércio intra-industrial entre Brasil e Argentina para os anos de 1995 a 2009, Bittencourt e Carmo (2013) concluíram que, durante o período analisado, as trocas intra-industriais entre os países apresentaram comportamento crescente, tendo o índice de Grubel-Lloyd variado de 0,22 para 0,36. Os setores que possuíam maiores índices de comércio intra-industrial foram: Transporte, Plásticos/Borracha, Máquinas/Elétrico, Químico e Têxtil. Ademais, em relação ao comércio intra-industrial horizontal e vertical, os autores observaram que no início do período analisado a maior parte das trocas intra-industriais ocorria em produtos verticalmente diferenciados (ou diferenciados em qualidade), sendo a qualidade dos produtos exportados pelo Brasil inferior à qualidade dos produtos argentinos. Contudo, ao longo dos anos, concluíram que a qualidade dos produtos brasileiros e argentinos se tornou mais similar.

3. ESPECIFICAÇÕES DAS VARIÁVEIS

Com base em ferramental teórico e na literatura de trabalhos empíricos, o presente artigo considera cinco variáveis explicativas para o CII entre os países do Mercosul. São elas: diferença entre a renda *per capita* dos parceiros (DRPC_{ij}); tamanho econômico do parceiro comercial (PIB_{ij}); barreiras comerciais (distância geográfica) (DIST_{ij}); abertura comercial (ABERT_j); e volatilidade da taxa de câmbio (VOL_{ij}). É possível obter uma associação entre as variáveis definidas e as hipóteses empíricas conforme segue.

Hipótese 1: A similaridade entre o nível de renda *per capita* de dois países afeta positivamente o CII, uma vez que os consumidores tendem a ter preferências semelhantes. (Montoro, Vartanian e Curzel, 2007).

A similaridade, ou dissimilaridade, entre as dotações de fatores dos parceiros comerciais, será definida como a diferença absoluta entre as rendas *per capita* (DRPC_{ij}). Dessa forma, quanto menor a diferença absoluta entre as rendas *per capita* mais similar serão as dotações de fatores dos países, ao passo que, quanto maior for a diferença absoluta entre as rendas *per capita* mais dissimilares serão as dotações de fatores. Formalmente tem-se: $DRPC_{ij} = RPC_i - RPC_j$; onde RPC_i representa a renda *per capita* do parceiro *i*, ao passo que RPC_j representa a renda *per capita* do *j*-ésimo parceiro comercial²².

Hipótese 2: quanto maior o tamanho econômico do parceiro comercial, maiores serão as magnitudes do comércio intra-industrial.

Segundo 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_j) como *proxy* para o tamanho econômico do parceiro comercial.²³

Hipótese 3: quanto maior a barreira comercial, menor serão as magnitudes do CII. As barreiras comerciais reduzirão o volume comercial e, portanto, o CII.

²² Os dados referentes à renda *per capita* fazem parte da base de dados do Banco Mundial.

²³ Os dados referentes aos produtos agregados fazem parte da base de dados do Banco Mundial.

O presente estudo utilizou como *proxy* para a barreira comercial a distância geográfica entre os parceiros comerciais. De acordo com autores como Baleix; Egídio²⁴ (2005); Crespo, Fontoura²⁵ (2004); Zhang *et al.*²⁶ (2005), *apud* Carmo (2010), a distância entre os parceiros comerciais tende a diminuir as magnitudes do CII devido aos maiores custos de transporte envolvidos na operação comercial. Além disso, os produtos importados de países distantes sofrem a concorrência dos produtos dos países vizinhos. A distância geográfica (DIST_{ij}), em que “i” representa o país *i* e “j” o seu *j*-ésimo parceiro comercial, foi retirada da base de dados da CEPII. A mesma está calculada em km entre as principais cidades econômicas dos países, fazendo com que a distância entre o Brasil e os Estados Unidos, por exemplo, seja medida pela distância entre as cidades de São Paulo e Chicago, e não pela distância entre as cidades de Brasília e Washington.

Hipótese 4: o CII será influenciado pelo grau de abertura comercial do parceiro comercial.

Quanto maior for a abertura comercial do parceiro comercial, maior será o comércio realizado e, com isso, maior será a probabilidade de ocorrência do CII. Baseado em Carmo (2010), como *proxy* para a orientação comercial utilizou-se o grau de abertura comercial (ABERT_{ij}) dos países. Nesse caso, assume-se que com uma maior abertura comercial do parceiro comercial, maior será o comércio realizado e, com isso, maior será a probabilidade de ocorrência do CII. O grau de abertura comercial do país é medido pela divisão do somatório da exportação e importação pelo PIB do país²⁷.

Hipótese 5: o CII sofrerá influência positiva ou negativa da volatilidade da taxa de câmbio (VOL_{ij})²⁸.

3.1 VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

O objetivo principal do presente artigo consiste em analisar os impactos e efeitos da variação cambial, especificamente no comércio intra-industrial, entre os países que compõem o bloco econômico do Mercosul (Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai) no período compreendido entre 2003 à 2013. Para tal, faz-se necessário a utilização de uma medida de volatilidade cambial.

Segundo Sheldon *et al.*²⁹ (2012 *apud* Carmo e Bittencourt, 2014), 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. “Os resultados são geralmente robustos no que tange ao período de tempo utilizado para o cálculo da volatilidade, mas a questão mais importante recai sobre qual medida de volatilidade se deve utilizar”. (Carmo e Bittencourt, 2014).

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*, ou seja:

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

²⁴ BALEIX, M. J.; EGÍDIO, A. I. Intra-industry trade with emergente countries: what can learn from spanish data? **Economics Bulletin**, v. 6, n. 12, p. 1-17, 2005.

²⁵ CRESPO, N.; FONTOURA, M.P. Intra-industry trade by types: what can we learn from portuguese data? **Review of World Economics**, v. 140, n. 1, p. 52-79, 2004

²⁶ 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**, v. 141, n. 3, p. 510-540, 2005.

²⁷ Os dados referentes ao grau de abertura comercial estão avaliados a preços correntes e foram retirados da base de dados do Banco Mundial.

²⁸ Os dados referentes ao câmbio foram retirados da base de dados do Banco Mundial.

²⁹ 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**, V. 45, P. 2067-2082, 2013.

Bahmani-Oskooee e Hegerty³⁰ (2007, apud Carmo, 2014) destacam que essa medida de volatilidade é a mais usual na literatura³¹.

Para sua aplicação, será utilizada a taxa real de câmbio anual dos países que compõem o Mercosul, no período compreendido entre 2003 a 2013, com uma defasagem de quatro anos e, posteriormente, de dois anos. Isso porque, de acordo com Mundell³² (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, dessa maneira, a sua volatilidade. Dessa maneira, a volatilidade da taxa de câmbio passa a ter uma natureza endógena no modelo empírico descrito acima. 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). Para contornar essa situação, Carmo (2014) mensura a volatilidade da taxa real de câmbio com uma defasagem de um período; estratégia também adotada no presente trabalho com dois e quatro períodos de defasagem.

3.2 ÍNDICE DE COMÉRCIO INTRA-INDUSTRIAL

Segundo Granço (2010), diversos índices foram propostos para mensurar a magnitude do CII desde a década de 60 como Balassa³³ (1965); Grubel e Lloyd³⁴ (1971); Aquino³⁵ (1978); Greenaway e Milner³⁶ (1983); Fontagné e Freudenberg³⁷ (1997); Menon e Dixon³⁸ (1997).

Em termos metodológicos, o presente trabalho mensura a magnitude do comércio intra-industrial por meio do índice de Grubel-Lloyd por se tratar do índice mais frequentemente utilizado na literatura empírica sobre o assunto. Formalmente, segundo Grubel e Lloyd (1975, p. 20), o comércio intra-indústria é definido como "o valor das exportações de uma indústria que é exatamente compensado por importações da mesma indústria". O índice de Grubel - Lloyd agregado é dado pela Equação 2:

$$GL = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i + m_i) - \sum_{i=1}^n |x_i - m_i|}{\sum_{i=1}^n (x_i + m_i)} \quad (2)$$

Onde: x_i : Exportação do produto ou setor i ;
 m_i : Importação do produto ou setor i .

O índice de GL pode ser escrito para o nível do produto j dentro da indústria i , das exportações e importações para o parceiro comercial k no ano t , conforme a Equação 3:

³⁰ BAHMANI-OSKOOEE, M.; HEGERTY, S. W. Exchange rate volatility and trade flows: a review article. **Journal of Economic Studies**, vol. 34(3), p. 211-255, September 2007.

³¹ Em uma extensa revisão da literatura, os autores contaram um total de 32 trabalhos empíricos que utilizaram a medida de volatilidade empregada no presente trabalho.

³² MUNDELL, R. A. A theory of optimal currency areas. **American Economic Review**, v. 51, n. 4, p. 657-665, 1961.

³³ BALASSA, B. Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. Manchester School of Economics and Social Studies. Oxford, v. 33, n. 2, pp. 99 - 123. May 1965.

³⁴ GRUBEL, H. G. LLOYD, P. J. The Empirical Measurement of Intra-Industry Trade. **Economic Record**, Oxford, v. 47. P.494-517, 1971.

³⁵ AQUINO, A. Intra-Industry Trade and Inter-Industry Specialization as Concurrent Sources of International Trade in Manufactures. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Heidelberg, v. 114, n.2, p.275-296, Jun 1978.

³⁶ GREENAWAY, D.; HINE, R. C; MILNER, C. On the Measurement of intra-industry trade. **The Economic Journal**, Oxford, v.93, p.900-908, 1983.

³⁷ FONTAGNÉ, L.; FREUDENBERG, M. Intra-industry trade: methodological issues reconsidered. CEPII Working Paper 97-01, 1997

³⁸ MENON, J.; DIXON, P. B. Measures of intra-industry trade as indicators of factor market disruption. **The Economic Record**. Oxford, v. 73, n. 222, p. 233-247. 1997.

$$GL_{ijkt} = \frac{\sum_{j=1}^n (x_{ijkt} + m_{ijkt}) - \sum_{j=1}^n |x_{jkti} - m_{jkti}|}{\sum_{j=1}^n (x_{ijkt} + m_{ijkt})} \quad (3)$$

Analicamente, um índice Grubel – Lloyd 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. Um índice Grubel – Lloyd próximo de 1 ocorre quando o país exporta um produto j e também o importa, tratando-se de um comércio intra-indústria.

De acordo com Granço (2010), no entanto, existem algumas limitações em relação ao índice de Grubel - Lloyd. A primeira delas se refere ao fato do mesmo apresentar forte sensibilidade quanto ao nível de agregação do produto e segunda diz respeito ao viés de agregação geográfica.

O viés relacionado à agregação dos dados ocorre devido à baixa desagregação na classificação de comércio. Vasconcelos³⁹ (2000 apud Granço, 2010) observa que ao se trabalhar com observações muito agregadas (nível de um dígito da classificação padrão do comércio internacional, SITC) pode ocasionar uma perda de identidade da indústria, indicando que produtos que não deveriam ser considerados em determinada indústria estariam sendo incorporados ao índice resultando, dessa forma, em um valor acima do verdadeiro nível de comércio intra-industrial, conforme a definição do Índice de Grubel-Lloyd. Entretanto, ao se trabalhar com observações muito desagregadas, o Índice de Grubel-Lloyd sofreria uma subestimação uma vez que poderia ocorrer a separação de produtos de uma mesma indústria.

Um exemplo do problema causado pela agregação geográfica seria o Brasil exportar um produto j para a Argentina e importar o mesmo produto do Uruguai. Nessa situação, o Índice de Grubel - Lloyd, calculado para o comércio total de j , considerando Argentina e Uruguai como um bloco, indicaria a presença de CII, 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 CII, 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 CII no produto j nem com a Argentina nem com o Uruguai (Granço, 2010).

Diante deste contexto, para as análises conduzidas neste trabalho, utilizam-se dados sobre os fluxos de comércio bilateral, segundo o Sistema Harmonizado com desagregação de quatro dígitos. A escolha pela desagregação bilateral evita a superestimação do CII através do Índice de Grubel – Lloyd e, também, a agregação do produto a quatro dígitos permite distinguir os produtos dentro de uma mesma indústria. Após a mensuração do índice de Grubel - Lloyd, foco do estudo estará em estimar o padrão de fluxo de comércio intra-industrial entre os países do Mercosul no período entre 2003 a 2013 e determinar como o fluxo desse comércio responde a mudanças na volatilidade da taxa de câmbio, através de três técnicas econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Dados em Painel e Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) em forma de dados em painel.

4. ABORDAGEM EMPÍRICA

No tocante à estratégia empírica adotada no presente artigo, definiu-se como variável dependente o índice Grubel - Lloyd, calculado bilateralmente entre os países do Mercosul, no período compreendido entre 2003 e 2013. Posteriormente, essa variável foi utilizada como dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados por três

³⁹ VASCONCELOS, C. R. F. O comércio brasil-mercosul na década de 90: Uma análise pelas óticas da intensidade fatorial, comércio intra-indústria e criação e desvio de comércio. 2000. 221 f. Tese de Doutorado. Universidade Federal de Pernambuco. Recife, 2000.

técnicas econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Dados em Painel e Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) em forma de dados em painel.

A justificativa para a utilização da equação gravitacional consiste no fato de que, de acordo com Grau (2010), diversos estudos empregam esse modelo na análise do comércio intra-industrial e seus determinantes como Helpman e Krugman, (1985); Bergstrand⁴⁰ (1989,1990); Glick e Rose⁴¹ (2002); Al-Mawali⁴² (2005); Leitão e Faustino⁴³ (2009). Ademais, esse modelo vem sendo amplamente utilizado em estudos empíricos sobre comércio internacional devido, principalmente, aos bons resultados que apresenta. Basicamente, o modelo gravitacional estabelece que os fluxos bilaterais de comércio são positivamente relacionados ao tamanho econômico dos países e negativamente à distância geográfica.

Para testar se a volatilidade da taxa de câmbio tem influências sobre o comércio intra-industrial entre Brasil e Mercosul formula-se o seguinte modelo empírico a ser estimado:

$$CII = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_{ijt} + \beta_2 \ln DIST_{ij} + \beta_3 ABERT_{ijt} + \beta_4 DRPC_{ijt} + \beta_5 \ln VOL_{ij} \quad (4)$$

O banco de dados utilizado para a estimação possui 166.056 observações, referentes a 12 relações bilaterais de comércio entre os países do Mercosul, observadas no período compreendido entre 2003 a 2013. A variável dependente (CII) foi calculada com base no Índice de Grubel-Lloyd, o qual considerou produtos desagregados no nível de 4 dígitos do Sistema Harmonizado, totalizando 1.258 produtos.

No que diz respeito ao método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), primeira técnica econométrica de estimação utilizada no presente trabalho, a mesma consiste em adotar os estimadores que minimizam a soma dos quadrados dos desvios entre valores estimados e observados na amostra. Devido ao fato de possuir importantes propriedades estatísticas, esse método é um dos mais difundidos na análise de regressões. Entretanto, possui também algumas limitações, uma vez que é necessário respeitar certas premissas para que os resultados obtidos sejam os mais precisos possíveis.

Uma vez que linearidade, eficiência, consistência e não tendenciosidade são propriedades importantes a serem buscadas na estimação de uma regressão através de MQO, outras técnicas econométricas devem ser aplicadas caso alguma dessas premissas sejam desrespeitadas e a utilização desse método resulte em estimativas inadequadas.

Devido ao fato do presente estudo 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 altamente apropriada. Basicamente, os dados em painel são caracterizados por possuírem observações tanto em dimensão espacial quanto temporal. Em outras palavras, a mesma unidade de corte transversal é acompanhada ao longo do tempo. Segundo Hsiao⁴⁴ (1986, *apud* Duarte, Lamounier e Takamatsu, 2007), 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 Grano (2010), a

⁴⁰ BERGSTRAND, J. H. The generalized gravity equation monopolistic competition, and the factor proportions theory in international trade. **Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v.71, n.1, p. 143-153, Feb. 1989.;

BERGSTRAND, J. H. The Heckscher- Ohlin- Samuelson model, the Linder hypothesis and the determinants of bilateral intra-industry trade. **The Economic Journal**, Oxford, v. 100, n. 403, p. 1216-1229, Dec. 1990.

⁴¹ GLICK, R.; ROSE, A. K. Does a currency union affect trade? The time-series evidence. *European Economic Review*. Maryland Heights, v.46, n.6, p. 1125-1151. 2002.

⁴² AL-MAWALI, N. Country-specific determinants of vertical and horizontal intra industry trade of South – America: an empirical investigation. **South African Journal of Economics**, Oxford, v. 73, n.3, p.406 – 425. Sep. 2005.

⁴³ LEITÃO, N. C.; FAUSTINO, H. C. Intra-industry trade in the automobile components industry: na empirical analysis. **Journal of Global Business and Technology**. New York, v. 5, n. 1, 2009.

⁴⁴ HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge. Cambridge University Press, 1986.

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.

Por fim, a justificativa para a equação gravitacional especificada ser estimada por uma terceira técnica econométrica, Poisson Pseudo Maximum Likelihood em forma de dados em painel, consiste no fato de que a mesma é mais robusta na presença de heterocedasticidade e não exclui das estimações os fluxos de comércio nulos, conforme Santos Silva e Tenreyro⁴⁵ (2005, apud Carmo e Bittencourt, 2014). 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 bastante desagregado, alguns pares de países não realizam comércio de determinados produtos em algum ponto no tempo, o que resulta em fluxos comerciais inexistentes. Diante disto, o índice GL de CII, a variável dependente, não existe em 60.346 observações, as quais serão excluídas das estimações, caso seja realizada a logaritimização das variáveis. Westerlund e Wilhelmsson⁴⁶ (2011, apud Carmo e Bittencourt, 2014), no entanto, destacam que a exclusão dessas variáveis poderá causar um viés de seleção na amostra, causando uma inconsistência nos parâmetros obtidos nas estimações. Dessa maneira, com a utilização dessa técnica econométrica, a equação gravitacional deve ser estimada na forma não-linear, com a variável dependente em nível. De acordo com Carmo (2014, p. 109):

“A estimação do modelo empírico com a variável dependente em nível possibilita a inclusão dos fluxos comerciais nulos (iguais a zero) nas estimações, fato que não é possível quando a variável dependente é logaritimizada e o modelo é estimado por MQO. Westerlund e Wilhelmsson (2011) apontam que a exclusão dos fluxos comerciais nulos, com a logaritimização da variável dependente, pode causar um viés de seleção na amostra, culminando em uma inconsistência nos parâmetros estimados. Outra vantagem do modelo PPML em relação ao MQO, segundo Santos Silva e Tenreyro (2005), é que devido a desigualdade de Jensen, os parâmetros obtidos por MQO com as variáveis logaritimizadas são inconsistentes caso o termo de erro idiossincrático seja heterocedástico. O pressuposto principal adotado pelo modelo PPML é o de que a distribuição dos dados é equidispersa, onde isso ocorre quando a média e a variância da distribuição são iguais. Todavia, é comum observar nos estudos empíricos uma situação de sobredispersão, quando a variância da distribuição é maior do que a média. Conforme Santos Silva e Tenreyro (2005), mesmo na presença de sobredispersão, a estimação por PPML fornece estimativas consistentes dos parâmetros, mas o erro-padrão obtido pode não ser confiável. Nessa situação, os autores sugerem que a estimação seja feita com o erro-padrão robusto.” (Carmo, 2014, p. 109).

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na presente seção analisa-se o efeito das variáveis produto interno bruto (PIB_{ij}), barreira comercial (DIST_{ij}), abertura comercial (ABERT_{ij}), diferença de renda *per capita* (DRPC_{ij}) e volatilidade cambial (VOL_{ij}) sobre o CII entre os países do Mercosul no período compreendido entre 2003 e 2013. Os resultados estão reportados nas Tabela 1 e 2.

Nessas tabelas encontram-se as estimações obtidas através de três técnicas econométricas: MQO, Dados em Painel com Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios e PPML na forma de dados em painel, utilizando-se, primeiramente, uma medida de volatilidade com defasagem de 4 anos e, posteriormente, de 2 anos. Vale ressaltar também que as variáveis foram estimadas sem nenhuma dummy; com dummy somente para o ano; dummy somente para o parceiro e também com dummy para ambos concomitantemente, ou seja, controlando efeitos fixos de tempo e/ou parceiros comerciais.

⁴⁵ SANTOS SILVA, J.; TENREYRO, S. The log of Gravity. CEP discussion paper n° 701, 2005.

⁴⁶ WESTERLUND, J.; WILHELMSSON, F. Estimating the gravity model without gravity using panel data. *Applied Economics*, vol. 43, p. 641-649, 2011.

Em relação ao primeiro método utilizado, Mínimos Quadrados Ordinários, nota-se que para a grande maioria das estimações, tanto para 4 anos de defasagem da volatilidade cambial quanto para 2 anos, o logaritmo natural do PIB do país exportador ($\ln \text{PIBi}$) e do país importador ($\ln \text{PIBj}$) apresentou-se significativo a 1% e teve um efeito positivo sobre o CII. Tal resultado está em conformidade com a teoria, uma vez que se acredita que quanto maior o tamanho econômico dos países em análise, maior deverá ser a quantidade demandada pelos indivíduos. No que diz respeito à variável ($\ln \text{DISTij}$) calculada com medida de volatilidade de 4 anos, a mesma mostrou-se significativa a 5% apenas quando foi utilizado concomitantemente com dummies para ano e parceiro comercial. O sinal negativo resultante está em consonância com a teoria, pois indica que quanto maior a distância entre os países, menor o comércio realizado entre eles e, portanto, menores serão as magnitudes do comércio intra-industrial. A mesma variável quando calculada com volatilidade de 2 anos, mostrou-se significativa a 1% com sinal negativo somente quando foi utilizado separadamente dummy para ano. No que tange às variáveis ABERTi e ABERTj , nota-se que as mesmas foram significativas a 1% com sinal positivo para ambas as medidas de volatilidade em duas situações. A primeira situação, quando se utilizou uma dummy para parceiro e, a segunda, quando se utilizou dummy para parceiro concomitantemente com dummy para o ano. O sinal resultante positivo era esperado, demonstrando que quanto maior a abertura comercial dos países, maior o comércio realizado e, com isso, maior a probabilidade de ocorrência do comércio intra-industrial. Em relação à variável DRPCij , a mesma não se mostrou estatisticamente significativa quando estimada pela técnica de MQO. Por fim, a variável VOLij calculada com defasagem de 4 anos mostrou-se majoritariamente significativa a 1% e com sinal positivo, demonstrando que quanto maior a incerteza cambial, maior o CII, enquanto que a variável VOLij calculada com defasagem de 2 anos mostrou-se significativa em apenas dois casos: quando utilizou-se uma dummy para o ano e quando não foi utilizada nenhuma dummy.

No que diz respeito aos resultados estimados através de dados em painel, verificou-se, primeiramente, através do teste de Hausman⁴⁷, 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). Dessa maneira, em relação às variáveis $\ln \text{PIBi}$ e $\ln \text{PIBj}$, as mesmas mostraram-se majoritariamente significativas à 1% e com efeito positivo, como esperado, em ambas as medidas de volatilidade cambial, demonstrando que quanto maior o PIB dos países, maior o CII. O mesmo aconteceu com as variáveis ABERTi e ABERTj , as quais mostraram-se majoritariamente significativas a 1%, com efeito positivo (maior abertura comercial, maior CII), quando analisadas em ambas as medidas de volatilidade cambial. Assim como no MQO, a variável DRPCij não se revelou estatisticamente significativa quando estimada pela técnica de dados em painel. Finalmente, a variável VOLij calculada com defasagem de 4 anos mostrou-se significativa a 1% e com efeito positivo em dois casos: quando considerou-se uma dummy para ano e quando considerou-se dummies para ano e parceiro concomitantemente. Portanto, em consonância com o primeiro modelo estimado, a incerteza cambial contribui de forma a aumentar o CII. A variável VOLij calculada com defasagem de 2 anos não se revelou estatisticamente significativa quando estimada por dados em painel.

Por fim, de acordo com os resultados obtidos através da estimação pela abordagem PPML, nota-se que as variáveis $\ln \text{PIBi}$, $\ln \text{PIBj}$ e $\ln \text{DISTij}$ revelaram-se majoritariamente significativas a 1%, com efeito positivo no caso da variável PIBij (maior PIBij , maior CII) e negativo no caso da $\ln \text{DISTij}$ (maior distância, menor CII), como esperado, quando analisadas em ambas as medidas de volatilidade cambial. Em relação às variáveis ABERTi e ABERTj , as mesmas mostraram-se majoritariamente significativas a 1%, com efeito positivo (maior abertura comercial, maior CII),

⁴⁷ 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, 2005).

como esperado, quando analisadas em ambas as medidas de volatilidade cambial em duas situações: quando utilizou-se uma dummy para parceiro e quando utilizou-se dummy para parceiro concomitantemente com dummy para ano. Como nas estimações anteriores, a variável DRPCij também não apresentou significância estatística quando estimada por PPML. Para finalizar, a variável VOLij calculada com defasagem de 4 anos mostrou-se significativa em dois casos: quando foi utilizado dummy para ano e dummy para ano e parceiro concomitantemente, demonstrando que quanto maior a incerteza cambial, maior o CII. A variável VOLij calculada com defasagem de 2 anos não apresentou significância estatística.

De acordo com as duas tabelas de resultados, a principal conclusão que se pode chegar quanto à influência da volatilidade cambial sobre o comércio intra-industrial (CII) do Mercosul é que essa influência parece ser positiva e significativa quando se considera uma maior janela temporal (no caso, de 4 anos). Ou seja, quanto maior a volatilidade cambial, maior tende a ser o CII no Mercosul. Adicionalmente, essa influência parece ser mais forte quando se utiliza o procedimento de PPML, o qual leva em consideração o problema da presença de zeros na amostra. Tais resultados são interessantes, já que não se verificam resultados similares na literatura específica referente ao CII. Em artigo a respeito dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio em geral, Ozturk (2006) aponta que a maior parte dos estudos empíricos publicados desde 1978, traz essa variável como um fator que afeta negativamente o fluxo comercial. O autor avalia cerca de 40 estudos, sendo que a volatilidade cambial afetou positivamente o comércio em apenas 8 deles: Brada and Mendez (1988); Medhora (1990); Asseery and Peel (1991); McKenzie and Brooks (1997); McKenzie (1998); Frankel and Wei (1993); Kasman & Kasman (2005) e Hwang and Lee (2005). Tais resultados são contrários à teoria usual, a qual afirma que maiores níveis de volatilidade cambial diminuem o comércio internacional na medida em que geram maiores custos. Ou seja, se a taxa de câmbio é imprevisível, gera-se incerteza a respeito dos lucros futuros, reduzindo, dessa maneira, os benefícios do comércio internacional. Ainda segundo o autor, A ambiguidade nos resultados obtidos está fortemente associada a fatores como escolha do período de tempo analisado, especificação do modelo empírico, *proxy* para a volatilidade cambial e também ao nível de desenvolvimento dos países considerados no estudo (OZTURK, 2006).

TABELA 1 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O CII ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL - RESULTADOS OBTIDOS A PARTIR DA ESTIMAÇÃO DO MODELO GRAVITACIONAL DE COMÉRCIO (DEFASAGEM DE 4 ANOS).

	MQO		Dados em Painel (Efeitos Fixos)		Dados em Painel (Efeitos Aleatórios)		Poisson Pseudo Maximum Likelihood					
Ln PIBi	0,0067 (0,000)	0,0070 (0,000)	0,0058 (0,236)	0,0501 (0,000)	0,0058 (0,236)	0,0215 (0,000)	0,0058 (0,236)	0,1216 (0,000)	0,2437 (0,487)	0,0722 (0,001)		
Ln PIBj	0,004 (0,000)	0,0050 (0,000)	-0,0082 (0,096)	0,0366 (0,000)	-0,0082 (0,096)	0,0195 (0,000)	-0,0082 (0,096)	0,0430 (0,001)	0,1756 (0,000)	-0,01032 (0,322)	0,4233 (0,019)	
Ln Dist	0,0013 (0,261)	0,0009 (0,534)	-0,0400 (0,212)	-	-0,0400 (0,017)	-	0,1434 (0,000)	-0,1816 (0,000)	-0,4042 (0,000)	-0,1341 (0,191)	-0,5982 (0,001)	
Ln Vol 4 anos	0,1718 (0,000)	0,2219 (0,000)	0,0014 (0,873)	0,0367 (0,000)	0,3679 (0,001)	0,0014 (0,781)	0,0014 (0,780)	1,90 (0,000)	1,7389 (0,000)	-0,1724 (0,064)	0,4305 (0,003)	
Abert i	-0,0916 (0,000)	-0,0919 (0,000)	0,5695 (0,000)	0,0992 (0,000)	0,0992 (0,000)	0,0569 (0,000)	0,0569 (0,000)	-1,4631 (0,000)	-1,0507 (0,000)	0,9798 (0,000)	1,7741 (0,000)	
Abert j	-0,1134 (0,000)	-0,1129 (0,000)	0,0382 (0,006)	0,0695 (0,000)	0,0695 (0,000)	0,0381 (0,000)	0,0382 (0,000)	-2,3193 (0,000)	-1,7894 (0,000)	0,7294 (0,007)	1,4896 (0,000)	
DRPC ij	1,29e-07 (0,512)	1,07E-07 (0,587)	4,53e-08 (0,821)	1,57e-07 (0,400)	4,54e-08 (0,807)	1,57e-07 (0,400)	4,53e-08 (0,808)	7,49e-06 (0,157)	3,49e-06 (0,565)	7,45e-07 (0,906)	2,50e-06 (0,696)	
Constante	-0,1413 (0,000)	-0,1813 (0,000)	0,3725 (0,092)	-2,2925 (0,000)	-1,7421 (0,000)	0,0256 (0,002)	-0,9939 (0,000)	-4,0577 (0,000)	-9,3317 (0,000)	-1,3522 (0,065)	-25,0276 (0,000)	
Dummy ano	-	Sim	-	Sim	-	-	-	-	Sim	-	Sim	
Dummy parceiro	-	-	-	-	-	Sim	Sim	-	-	Sim	Sim	
Observações	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	
R ²	0,07	0,0746	0,0929	0,0506	0,0934	0,0354	0,0929	0,0836	0,0914	0,0931	0,0935	
Teste de Hausman	-	-	-	1293,76 (0,000)	367,84 (0,000)	12,11 (0,0165)	12,11 (0,0165)	11,91 (0,036)	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir de dados obtidos nas estimações.

TABELA 2 - EFEITOS DA VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O CII ENTRE OS PAÍSES DO MERCOSUL - RESULTADOS OBTIDOS A PARTIR DA ESTIMAÇÃO DO MODELO GRAVITACIONAL DE COMÉRCIO (DEFASAGEM DE 2 ANOS).

	MQO		Dados em Painel (Efeitos Fixos)		Dados em Painel (Efeitos Aleatórios)		Poisson Pseudo Maximum Likelihood							
Ln PIBi	0,0033 (0,000)	0,0123 (0,000)	0,0058 (0,447)	0,0490 (0,000)	0,0058 (0,240)	0,0490 (0,000)	0,0248 (0,000)	0,0058 (0,241)	0,0490 (0,000)	0,0615 (0,000)	0,3138 (0,000)	0,0836 (0,418)	0,6246 (0,001)	
Ln PIBj	0,0011 (0,052)	0,0103 (0,000)	-0,0083 (0,275)	0,0354 (0,001)	-0,0083 (0,093)	0,0354 (0,000)	0,0227 (0,000)	-0,0083 (0,093)	0,0354 (0,000)	-0,0153 (0,196)	0,2481 (0,000)	-0,0884 (0,393)	0,4507 (0,013)	
Ln Dist	0,0038 (0,002)	-0,0113 (0,000)	-0,0400 (0,212)	-0,0779 (0,018)	-	-	0,0267 (0,000)	0,1437 (0,000)	-0,0714 (0,064)	-0,0999 (0,000)	-0,5383 (0,000)	-0,1386 (0,175)	-0,6380 (0,000)	
Ln Vol 2 anos	0,1286 (0,000)	0,1086 (0,000)	0,0007 (0,942)	-0,0042 (0,741)	0,0007 (0,916)	-0,0042 (0,628)	0,0102 (0,160)	0,0040 (0,915)	-0,0042 (0,631)	1,4070 (0,000)	0,1111 (0,552)	0,1035 (0,517)	-0,0929 (0,694)	
Abert i	-0,1177 (0,000)	-0,082 (0,000)	0,0569 (0,000)	0,1115 (0,000)	0,0569 (0,000)	0,1115 (0,000)	-0,0720 (0,000)	0,0568 (0,000)	0,1115 (0,000)	-1,8483 (0,000)	-0,9166 (0,000)	1,0038 (0,000)	1,9120 (0,000)	
Abert j	-0,1405 (0,000)	-0,1038 (0,000)	0,0381 (0,006)	0,0819 (0,000)	0,0381 (0,000)	0,0819 (0,000)	-0,0916 (0,000)	0,0381 (0,000)	0,0820 (0,000)	-2,6966 (0,000)	-1,6295 (0,000)	0,7469 (0,006)	1,6268 (0,000)	
DRPC ij	1,60e-07 (0,417)	1,28e-07 (0,519)	4,54e-08 (0,821)	1,55e-07 (0,442)	4,55e-08 (0,807)	1,55e-07 (0,407)	1,58e-07 (0,383)	4,54e-08 (0,808)	1,55e-07 (0,407)	7,23e-06 (0,160)	2,31e-06 (0,709)	1,11e-06 (0,860)	2,15e-06 (0,738)	
Constante	0,0607 (0,002)	-0,3663 (0,000)	0,3758 (0,087)	0,3758 (0,087)	0,0833 (0,000)	-2,2386 (0,000)	0,0848 (0,001)	-0,9648 (0,000)	-1,6996 (0,000)	-1,0409 (0,001)	-11,5514 (0,000)	-2,0498 (0,003)	-26,1271 (0,000)	
Dummy ano	-	Sim	-	Sim	-	Sim	-	Sim	-	Sim	-	Sim	Sim	
Dummy parceiro	-	-	Sim	Sim	-	Sim	-	Sim	-	-	-	Sim	Sim	
Observações	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	166.056	
R ²	0,0658	0,0709	0,0929	0,0933	0,0357	0,0459	0,0577	0,0682	0,0929	0,0333	0,0775	0,0909	0,0934	
Teste de Hausman	-	-	-	-	1416.58 (0,000)	466.69 (0,0165)	1416.58 (0,000)	466.69 (0,0165)	12.11 (0,0165)	11.96 (0,0629)	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria a partir de dados obtidos nas estimações.

6. CONCLUSÕES E IMPLICAÇÕES

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 flutuante. 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 e 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 e Bittencourt, 2014).

Diante desse contexto, o presente artigo teve como objetivo central avaliar o efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio intra-industrial entre os países do Mercosul no período compreendido entre 2003 e 2013. Para tanto, primeiramente calculou-se bilateralmente o índice GL de CII entre os quatro países do Mercosul. Em seguida, essa variável foi utilizada como dependente em um modelo gravitacional de comércio, cujos parâmetros foram estimados por três técnicas econométricas: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Dados em Painel e Poisson Pseudo Maximum Likelihood (PPML) na forma de dados em painel.

Com respeito aos resultados obtidos, destaca-se que, de maneira geral, a maior parte das variáveis é estatisticamente significativa e apresenta o sinal coerente com a literatura empírica. Outro fato importante a ressaltar é a robustez dos resultados, uma vez que os resultados obtidos pelos modelos de dados em painel com Efeitos-Aleatórios e com Efeitos-Fixos foram semelhantes, tanto em termos de magnitude dos parâmetros quanto em nível de significância.

Ademais, pode-se afirmar que houve certa convergência nos valores dos parâmetros estimados nos três métodos econométricos. Os resultados obtidos indicaram que em relação às variáveis $\ln \text{PIB}_i$ e $\ln \text{PIB}_j$, as mesmas mostraram-se majoritariamente significativas e com sinal positivo, indicando que quanto maior o PIB dos países, maior a tendência de ocorrer CII entre eles. O mesmo ocorreu com a variável $\ln \text{DIST}_{ij}$, ABERT_i e ABERT_j , ou seja, mostraram-se estatisticamente significantes e com sinal negativo, no caso da $\ln \text{DIST}_{ij}$, indicando que quanto maior a distância entre os países menor será o CII entre eles, e positivo no caso da ABERT_i e ABERT_j , revelando que quanto maior o grau de abertura comercial dos países, maior o CII entre eles. No entanto, nem todos os resultados foram como o esperado. A variável que representa a diferença de renda *per capita* entre os países DRPC_{ij} não apresentou significância estatística em nenhum modelo de estimação, o que foi inesperado, uma vez que alguns trabalhos encontrados na literatura empírica, como por exemplo, Montoro, Vartanian e Curzel (2007), destacam que a similaridade entre o nível de renda *per capita* de dois países afeta positivamente o comércio intra-industrial, na medida em que os consumidores tendem a ter preferências semelhantes.

Por fim, em relação à volatilidade cambial (VOL_{ij}), a mesma mostrou-se majoritariamente significativa e com efeito positivo apenas quando calculada com uma defasagem de 4 anos. Em outras palavras, a incerteza cambial mostrou-se influenciar de maneira positiva o CII entre os países do Mercosul. Conforme o modelo MQO com dummies para ano e parceiro comercial, em média, a elevação de 1% na volatilidade da taxa de câmbio (*ceteris paribus*) aumenta em 0,3679% o CII. Esse valor diminui para 0,0367% quando estimado através dados em painel com efeitos fixos e aumenta para 0,0368% quando estimado para efeitos aleatórios. No modelo PPML esse efeito é ligeiramente maior, onde, a elevação de 1% na volatilidade cambial aumenta o CII, em média, 0,4305% (*ceteris paribus*). Tal resultado converge com os estudos de Mackenzie; Brooks (1997); Mackenzie (1998); Hwang; Lee (2005), os quais sustentam a ideia de que a volatilidade da taxa de câmbio tem impactos positivos sobre os fluxos comerciais em geral.

Apesar de todo o esforço metodológico empregado no presente artigo, os resultados aqui expostos não esgotam todas as discussões acerca dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio intra-industrial no Mercosul. Sendo assim, extensões deste trabalho podem utilizar diferentes medidas de volatilidade da taxa de câmbio, analisar outras variáveis que expliquem o comércio intra-industrial, empregar outras especificações de modelo empírico ou estimar os

resultados através de técnicas econométricas alternativas. Ademais, espera-se que a presente pesquisa contribua para as investigações futuras acerca do comércio intra-industrial.

REFERÊNCIAS

- ARBACHE, J. S.; DE NEGRI, J. A. **Determinantes das Exportações Brasileiras: Novas Evidências**. IPEA – Diretório de Estudos Macroeconômicos. Rio de Janeiro, 2002.
- ARISTOTELOUS, K. Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1989-1999). **Economic Letters** 72, 87-89, 2001.
- BANCO MUNDIAL (WORLD BANK). **Key development data & statistics**. 2009.
- BITTENCOURT, G. M; CAMPOS, A. C. Efeitos da instabilidade da taxa de câmbio no comércio setorial entre Brasil e seus principais parceiros comerciais. **Economia Aplicada**, v. 18, p. 657-678, 2014.
- BITTENCOURT, M. V. L.; LARSON, D. W.; THOMPSON, S. R. Impactos da volatilidade da taxa de câmbio no comércio setorial do Mercosul. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 4, p. 791-816, Outubro/Dezembro 2007.
- 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**, 2013.
- CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M. V. L. **O Efeito da Volatilidade da Taxa Real de Câmbio sobre a Diversificação da Pauta de Exportação do Brasil: uma Investigação Empírica**. In: 41º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2013, Foz do Iguaçu. Anais do 41º Encontro Nacional de Economia (ANPEC), 2013. p. 1-20.
- 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**. São Paulo. V.44, p. 815/845, 2014.
- CARMO, A. S. S. **Comércio Inter E Intra-Indústria, Qualidade, Similaridade e Diversificação da Pauta de Exportação: Ensaio sobre o Comércio Internacional Brasileiro**. 138 pgs. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná. Curitiba, 2014.
- CARMO, A. S. S. **O Comércio Intra-Industrial e os seus Determinantes: Uma Investigação Empírica para o Brasil**. 111 pgs. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná. Curitiba, 2010.
- CLARK, P., TAMIRISA, N., WEI, S.J. Exchange rate volatility and trade flows-some new evidence. **International Monetary Fund (IMF)**, working paper, 2004.
- CASSANO, F. A. A Teoria Econômica e o Comércio Internacional. **Pesquisa & Debate**, São Paulo, v.13, n.1, p. 112-128, 2002.
- COMTRADE - United Nations Commodity Trade Statistics Database: **Statistic Division**. 2015.
- DAMASCENO, A. O.; VIEIRA, F. V. **Desalinhamento Cambial, Volatilidade Cambial e Crescimento Econômico: Uma Análise para a Economia Brasileira (1995-2011)**. In: VII Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, 2014, São Paulo. Anais do VII Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira, 2014.
- DELL'ARICCIA, G. Exchange rate fluctuations and trade flows: evidence from the European Union. **International Monetary Fund (IMF)**, working paper nº 98/107, 1999.
- DUARTE, P.; LAMOUNIER, W.; TAKAMATSU, R. **Modelos Econométricos para Dados em Pannel: Aspectos Teóricos e Exemplos de Aplicação à Pesquisa em Contabilidade e Finanças**. In: Congresso USP de Controladoria e Contabilidade, 7.; Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade, 4. 2007, São Paulo. p. 1-15.
- EDWARDS, S. Exchange Rate Misalignment in Developing Countries. **The World Bank Research Observer**, Vol. 4, No. 1, p. 3-21, Jan, 1989.
- FONTAGNÉ, L.; FREUDENBERG, M. **Intra-industry trade: methodological issues reconsidered**. CEPII Working Paper 97-01, 1997.
- GAGNON, J. E. Exchange rate variability and the level of international trade. **Journal of International Economics**, vol. 34 (3-4), p. 269–287, 1993

- GRANÇO, G. **Comércio Intra-industrial Brasileiro: Análise dos determinantes através da Equação Gravitacional**. 14/06/2011. 88 p. Dissertação de mestrado. Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba, 2011.
- GRUBEL, H. G.; LLOYD, P. J. **Intra-Industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products**. London, MacMillan, 1975.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Tradução da 4ª Edição americana. Campus/Elsevier, 2006.
- HOLLAND, M. Exchange rate volatility and the fear of floating in Brazil. **Revista Economia**, Selecta, Brasília, v.7, n.2, p.279–292, May-Aug 2006.
- HWANG, H.; LEE, J. Exchange rate volatility and trade flows of the UK in 1990s. **International Area Review**, vol. 8 (1), p. 173-82, 2005.
- HSIAO, C. **Analysis of Panel Data**. Cambridge. Cambridge University Press, 1986.
- KUMAR R.; DHAWAN, R. Exchange rate volatility and Pakistani's exports to the developed world 1974-85. **World Development**, vol. 19, p. 1225-40, 1991.
- KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 6 ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.
- MALTHUS, T. R. **Princípios de Economia Política**. (1820). São Paulo: Abril Cultural, 1983 (Os Economistas).
- MILL, J.S. **Princípio de Economia Política**. (1848). São Paulo: Abril Cultural, 1983 (Os Economistas).
- McKENZIE, M. D.; BROOKS, R. The impact of exchange rate volatility on German - US trade flows. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, vol. 7, p. 73-87, 1997
- McKENZIE, M. D. The impact of exchange rate volatility on Australian trade flows. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, vol. 8, p.21-38, 1998.
- MONTORO, F., VARTANIAN, P. R., CURZEL, R. **Uma investigação da evolução do comércio intra-indústria na relação Brasil-Mercosul no período de 1996-2005: o que revelam dos dados?** Seminário NESPI, São Paulo, 2007.
- OLIVEIRA, M. H. Evidências Empíricas de Comércio Intra-Indústria. **Revista Brasileira de Economia**, v. 40, n 3, 1986, p. 211-232.
- OZTURK, I. Exchange rate volatility and trade: a literature survey. **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, vol.3-1, 2006.
- RICARDO, D. **Princípios de Economia Política e Tributação**. (1817). São Paulo: Abril Cultural, 1983 (Os Economistas).
- ROSE, A. One money one market: estimating the effect of common currencies on trade. **Economic Policy**, v. 15, p. 7–46, 2000.
- SMITH, A. **A Riqueza das Nações** (1776). São Paulo: Abril Cultural, 1983 (Os Economistas).
- VASCONCELOS, C. R. F. O Comércio Brasil-Mercosul na década de 90: uma análise pela ótica do comércio intra-indústria. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro: v. 57, n. 1, p. 283-313. 2003.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson, 2002.