

A RELAÇÃO ENTRE INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO E COMÉRCIO INTERNACIONAL NO BRASIL ENTRE 2001 E 2012

Guilherme Pons Fiorentin¹

André Filipe Zago de Azevedo²

Magnus dos Reis³

Este trabalho examina o impacto dos influxos de investimentos estrangeiros diretos (IEDs) recebidos pelo Brasil no comércio internacional, buscando identificar se o investimento direto é complementar ou substituto ao comércio. O modelo gravitacional é estimado com a adição de uma variável explicativa para o IED, por meio de painéis estáticos e dinâmicos. A amostra contém dados de vinte países dos quais o Brasil mais importa, durante o período de 2001 a 2012. Os resultados obtidos na estimação de um painel estático vão de encontro aos trabalhos empíricos já encontrados, uma vez que se constata que os influxos de investimento realizado no Brasil não geram um impacto positivo nas importações, mas apenas nas exportações. Analisando os resultados dos parâmetros estimados para a variável IED na arquitetura dinâmica, percebe-se que eles se tornaram contrários a aqueles estimados por efeitos fixos e aos que a literatura vem sugerindo. Assim, o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passa a ter um efeito negativo em relação ao período $t-1$, sugerindo que o IED e as importações são substitutos. No entanto, o IED estimula as exportações no período contemporâneo, mas apresenta um efeito negativo na primeira defasagem.

Palavras-chave: investimento estrangeiro direto; modelo gravitacional; Brasil.

JEL: F14; C23.

THE RELATION BETWEEN TRADE AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN BRAZIL IN THE PERIOD 2001-2012

This paper aims to evaluate the impact of Brazilian inward foreign direct investment (FDI) flows on international trade, examining whether the direct investment is complementary or substitute to trade. The gravity model commonly used to determine the flow of trade between countries is estimated with the addition of an explanatory variable for FDI, through static and dynamic panels. The data sample includes statistics from twenty countries with which Brazil imports the most, during the period from 2001 to 2012. The results with a static panel data obtained from Brazil's sample do not corroborate the empirical evidence, since the foreign direct investment inflows do not impact positively on the imports, but only exports. Analyzing the results of the estimated parameters for the FDI variable in a dynamic architecture, it is noticed that they became opposed to those estimated by fixed effects and what the literature is suggesting. Thus, FDI ceases to have a positive impact on contemporary imports and starts to have a negative effect on the period $t-1$, suggesting that FDI and imports are substitutes. However, FDI stimulates exports in the contemporary period, but have a negative effect on the first lag.

Keywords: foreign direct investment; gravity model; Brazil.

1. Bacharel em economia pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos). *E-mail:* <guilherme.pfiorentin@gmail.com>.

2. Professor do Programa de Pós-graduação em Economia (PPGE) da Unisinos e pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <aazevedo@unisinos.br>.

3. Doutor em economia aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). *E-mail:* <magnusdosreis@hotmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A crescente integração dos mercados e a regionalização da produção, por meio do estabelecimento de cadeias de produção globais, é um fenômeno que ressurgiu durante a segunda onda de globalização, iniciada por volta de 1960. Para Michalet (2004 *apud* Scherer, 2014), o processo de globalização e integração de mercados acontece em três dimensões: *i*) pelo comércio, ocorrendo o deslocamento de bens e serviços; *ii*) pelo investimento estrangeiro direto (IED), por meio do deslocamento da produção entre países; e *iii*) pelo mercado financeiro, com o deslocamento dos capitais. As empresas podem servir a mercados externos por diversos canais: por meio da exportação, pela produção em um país estrangeiro realizando investimento direto e, finalmente, por licenças e contratos com companhias terceiras, habilitando-as a produzir e vender seus produtos (Helpman, Melitz e Yeaple, 2003).

O investimento direto é a forma pela qual as empresas multinacionais (EMNs) transferem a sua produção, em sua totalidade ou parcialmente, para outros países. Ele pode ser realizado por meio de *equity capital*, lucros reinvestidos e empréstimos intercompanhia. Por intermédio da realocação dos processos produtivos e da consequente dispersão de tarefas e atividades, são estabelecidas as cadeias globais de valor (*global value chains*). Conforme dados do World Investment Report, elaborado pela United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD, 2013), cerca de 60% do comércio mundial, em 2012, consistiu em comercialização de bens e serviços intermediários, incorporados ao longo do processo de produção de bens e serviços finais.

Enquanto boa parte da literatura acerca do tema IED busca explicar os motivos pelos quais uma firma decide internacionalizar a sua produção, como o paradigma eclético de Dunning (1981; 1988; 2000) e o ciclo do produto de Vernon (1966), neste artigo analisa-se o investimento direto pela ótica da teoria do comércio internacional. Para tanto, é utilizada uma versão modificada do modelo gravitacional, comumente aplicado ao comércio mundial, no qual o tamanho das economias e a distância entre eles são incorporados à lógica da física.

Alguns autores propõem uma relação de substituição entre o IED e o comércio internacional, como Brainard (1993) em seu “*proximity-concentration trade-off*”. Segundo esse modelo, a decisão de investir em plantas produtivas em outro país – realização do IED – acarretaria queda do fluxo de comércio entre o país investidor e o país receptor do investimento. Contudo, Fontagné (1999) reflete sobre a natureza dessa relação, que não é completamente retratada teoricamente, e afirma que ela deve ser analisada por meio de estudos empíricos. Portanto, para verificar se o IED é complementar ou substituto ao comércio, é preciso realizar um estudo econométrico que avalie como os fluxos de investimento direto impactam o comércio internacional entre países.

Desde o início do século XXI, no Brasil e no resto do mundo, verifica-se um crescimento médio dos influxos de IED e da taxa de comércio internacional acima da taxa de crescimento real do produto interno bruto (PIB). Particularmente para o Brasil, os influxos de IED estão crescendo a taxas elevadas há mais de duas décadas e acima da média mundial, e o comércio internacional também supera as médias de crescimento anuais do mundo. Tendo em vista esse panorama, este trabalho procura estabelecer se há uma relação de substituíbilidade ou de complementariedade entre os influxos de investimento direto, recebidos pelo Brasil entre 2001 e 2012, e o comércio com o resto do mundo.

O trabalho diferencia-se da literatura empírica, que buscou examinar a relação IED e comércio no Brasil, ao utilizar um modelo gravitacional estimado por meio de um painel dinâmico, utilizando o estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS), que controla tanto o problema da heterogeneidade quanto o da endogeneidade, comuns em estimações por meio de efeitos fixos em painéis estáticos. A suposição de que o comércio corrente influencia o comércio futuro encontra guarida tanto empírica quanto teórica. A análise gráfica dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras. Além disso, há certa rigidez nas importações e exportações no curto prazo, devido à existência de contratos comerciais de médio/longo prazo. Por fim, pode existir, em determinados setores, barreiras à entrada e à saída, devido a *sunk costs*.

O artigo está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 analisa a evolução do comércio e do IED, no Brasil e no mundo entre 2001 e 2012. A seção 3 examina a relação entre o investimento direto e o comércio global e o levantamento de trabalhos empíricos que analisem o impacto do IED no comércio internacional. Na seção 4, o modelo gravitacional aplicado ao investimento direto é apresentado, juntamente aos resultados sobre a relação entre o IED e o comércio internacional para o Brasil entre 2001 e 2012. Na seção 5 é realizada a conclusão.

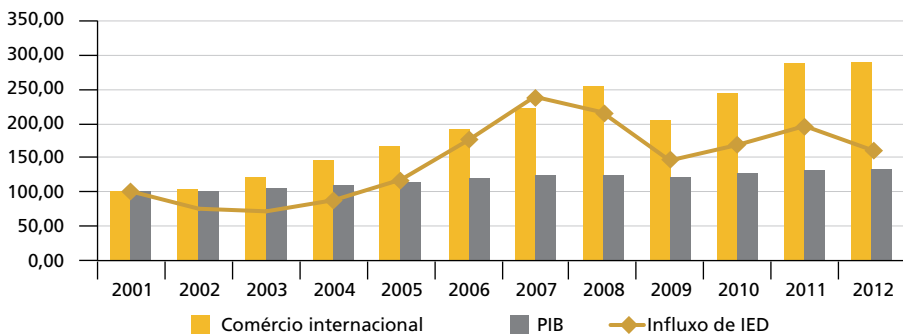
2 IED E O COMÉRCIO INTERNACIONAL NO SÉCULO XXI

Desde o início do século XXI até o ano de 2012, o PIB mundial e o comércio internacional cresceram constantemente, à exceção de 2009, quando a crise financeira internacional atingiu as grandes economias globais. Considerando os valores nominais das variáveis, o gráfico 1⁴ ilustra o crescimento dos fluxos de entrada de IED, do PIB e do comércio internacional para o mundo, tomando como base o ano de 2001. O comércio internacional apresentou a maior variação para o período, com crescimento constante até 2009, quando a crise financeira

4. Os dados originais de IED e comércio internacional estão em dólares correntes.

atingiu os mercados globais. Por sua vez, observa-se que os influxos de IED não demonstraram o mesmo dinamismo de crescimento do comércio internacional, apesar da grande expansão dos fluxos mundiais até 2007, ano que antecedeu a crise. Contrastando com as outras duas variáveis, o PIB do mundo manteve uma taxa de crescimento estável, embora mais baixa, durante praticamente todo o período. Considerando a taxa média de crescimento anual, o comércio foi a variável com a maior variação positiva, chegando a 10,17%, seguida pelo IED, que atingiu 4,46% de crescimento e, por fim, o PIB, expandindo-se à taxa de 2,61%.⁵

GRÁFICO 1
Influxos de IED, comércio internacional e PIB mundial (2001-2012)¹



Fonte: UNCTAD (2013).

Nota: ¹ Número-índice, 2001 = 100.

Desagregando os dados para os continentes do mundo, é possível observar o comportamento das variáveis em cada região. A tabela 1 resume a evolução do PIB, do IED e do comércio internacional pela taxa média de crescimento anual, considerando valores nominais. O continente africano apresentou o maior crescimento do seu PIB, além disso, obteve a maior variação média anual do seu comércio exterior. Em relação ao IED na África, segundo o World Investment Report (2013), os influxos foram direcionados para os setores extrativos em países como Uganda e Moçambique. Ainda, houve um aumento do investimento direto em setores de manufatura e serviços voltados para o mercado consumidor africano.

5. No ano de 2012, os fluxos de comércio internacional e influxos de IED globalmente perfaziam, respectivamente, US\$ 18,6 trilhões (WTO, 2012) e US\$ 1,35 trilhão (UNCTAD, 2012), enquanto o PIB mundial atingiu US\$ 72 trilhões (IMF, 2012).

TABELA 1
Taxa de crescimento médio anual (2001-2012)
 (Em %)

Taxa de crescimento	África	América	Ásia	Europa	Oceania	Mundo
PIB real	4,79	1,99	4,64	1,21	2,94	2,61
Comércio internacional	13,79	7,74	13,17	8,30	12,75	10,17
Entrada de IED	8,72	8,51	11,15	-3,26	17,01	4,46

Fonte: UNCTAD (2013).

O segundo continente com maior expansão dos fluxos de comércio internacional e IED, durante o período analisado, foi a Ásia. Além de China e Hong Kong, segundo e terceiro colocados no *ranking* de maiores receptores de IED do mundo,⁶ no território asiático há três outros países que estão no *top* vinte da lista. São eles: Singapura (8^o), Índia (15^o) e Indonésia (17^o). Países como Camboja, Mianmar, Filipinas e Vietnam, devido às suas vantagens de possuírem mão de obra barata, são hospedeiros de IED visando a atividades trabalho-intensivas.

No tocante à América, a taxa anual média de entrada de IED superou a taxa média de aumento de comércio internacional, e, ainda, verifica-se que o PIB expandiu-se muito pouco durante o período, a uma taxa inferior à média mundial. No caso da América do Sul, os fatores de atratividade para os investidores internacionais são a riqueza em petróleo, gás, metais minerais e a rápida expansão da classe média (UNCTAD, 2013).

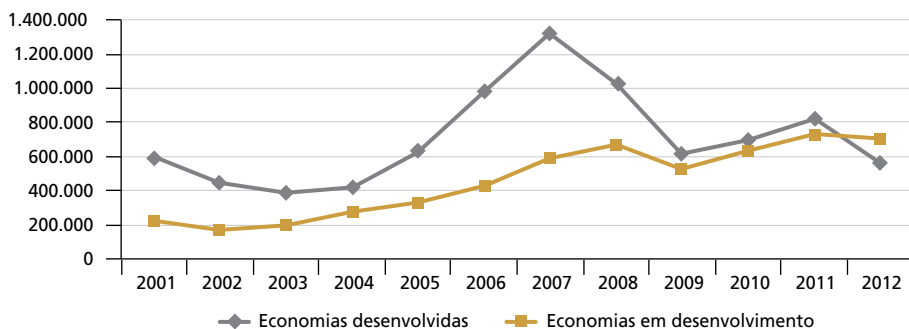
O continente europeu, por sua vez, mostrou uma queda do IED, entre 2001 e 2012, em média, 3,3% ao ano (a.a.). Apesar de a crise financeira global ter contribuído para o arrefecimento dos investimentos entre os países desenvolvidos, desde o início do período os influxos de IED apresentavam variações negativas, com exceção do período 2005-2007, quando houve aumentos significativos dos influxos, seguindo a tendência global. Em relação ao PIB do continente, o crescimento médio anual foi de 1,2%, o pior resultado entre os continentes. O comércio com o resto do mundo cresceu 8,3% a.a., resultado superior ao verificado pela América, mas inferior aos outros três continentes para o mesmo período de tempo.

Como resultado das mudanças de sua alocação desde 2001, os fluxos de entrada de IED apresentaram mudanças mais profundas. No ano de 2012, pela primeira vez na história, os países em desenvolvimento receberam mais fluxos de

6. No *ranking* de 2012, os Estados Unidos aparecem em primeiro lugar, recebendo US\$ 168 bilhões. Em seguida constam China (US\$ 121 bilhões), Hong Kong (US\$ 75 bilhões), Brasil (US\$ 65 bilhões) e, em quinto lugar, as Ilhas Virgens Britânicas (US\$ 65 bilhões). De 2011 para 2012, o Brasil subiu uma posição na classificação geral, apesar do valor absoluto dos influxos ter diminuído cerca de 2%. A lista com os vinte maiores receptores de IED pode ser encontrada no World Investment Report, edição de 2013.

investimento direto do que os países desenvolvidos, atraindo cerca de US\$ 700 bilhões ante US\$ 560 bilhões destinados às nações desenvolvidas. O gráfico 2 compara a evolução dos influxos absorvidos pelos dois grupos de países. Pode-se observar maior estabilidade nos influxos destinados aos países em desenvolvimento ao longo do período, enquanto os países desenvolvidos atingiram um pico em 2007 e, após esse resultado favorável, iniciou-se uma trajetória de queda na recepção de IED.

GRÁFICO 2
Influxos de IED
(Em US\$ milhões)



Fonte: UNCTAD (2013).

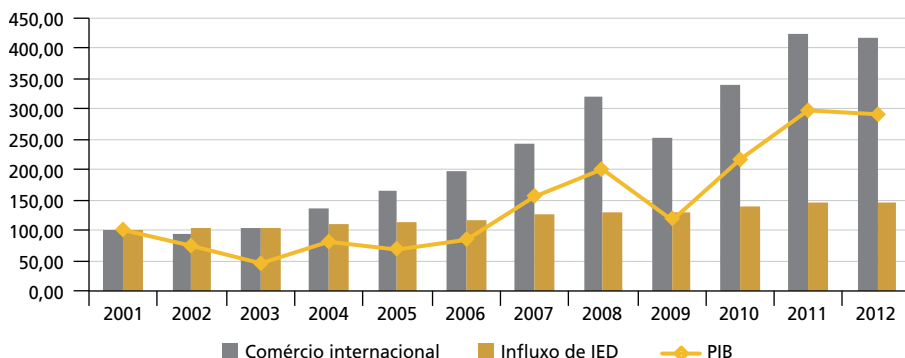
2.1 Comércio e IED no Brasil

Desde a década de 1970, o Brasil representava uma relevante localidade de destino para o IED e, para Fernandes e Campos (2008, p. 490), a grande recepção de IED foi determinada pela “orientação para o crescimento econômico e à consolidação de um regime político não-discriminador do capital estrangeiro”. Contudo, durante os anos 1980, o Brasil passou a apresentar um baixo crescimento econômico e restrição ao capital externo, segundo Rodrigues, Neves e Mattos (2012). Sobretudo, o país deixou de receber quantidades significativas de investimento direto devido à falta de credibilidade decorrida do aumento da dívida externa e do descumprimento das obrigações relativas a ela, ao processo de rápida escalada inflacionária e ao esgotamento do modelo de substituição das importações (Fernandes e Campos, 2008).

A partir da década de 1990, a estabilização econômica com o Plano Real, em 1994, permitiu a redução da inflação e da incerteza gerada pelos planos anti-inflacionários anteriores. Além do Plano Real, o Programa Nacional de Desestatização (PND) contribuiu para a entrada de IED por meio de fusões e aquisições de empresas nacionais. O comércio internacional também foi favorecido durante a década; as EMNs contribuíram para o aumento das exportações brasileiras. Entre 1995 e 2000, a participação das EMNs nas exportações aumentou de 46,8% para 60,4% (Lacerda, 2004 *apud* Rodrigues, Neves e Mattos, 2012).

Em 2000, o Brasil era o 11^o país que mais recebia investimento direto do mundo, mas já em 2012 ocupava a quarta colocação (UNCTAD, 2013). O gráfico 3 faz uma comparação com a evolução da entrada de IED, comércio internacional e PIB no Brasil, sendo 2001 o ano de base fixa. Nota-se que os influxos de IED apresentam certa volatilidade, iniciando o século XXI em queda e recuperando-se a partir de 2004. Como no resto do mundo, os níveis de PIB, comércio internacional e entrada de IED sofreram fortes reduções em 2009, principalmente o investimento direto. As taxas médias anuais de crescimento da entrada de IED, comércio internacional e PIB foram, respectivamente, 10,2%, 13,9% e 3,5%, superando as médias anuais globais em todas as três variáveis. Em 2012, os influxos de IED chegaram a US\$ 65 bilhões, enquanto o comércio internacional movimentou cerca de US\$ 587 bilhões.

GRÁFICO 3
Influxos de IED, comércio internacional e PIB do Brasil



Fonte: UNCTAD (2013).

A análise do panorama global do IED, do comércio internacional e das suas trajetórias durante o período de tempo preestabelecido fornecem uma contextualização mais ampla para entender os movimentos de bens, serviços e fatores. Notadamente, o aumento da participação das economias em desenvolvimento no recebimento desses fluxos de investimento e comércio aponta para a transição pela qual a economia mundial está passando. Além disso, verifica-se que os países que compõem o grupo BRICS,⁷ à exceção da África do Sul, estão listados entre as vinte economias que mais receberam IED em 2012, indicando maior integração dos mercados, em um contexto no qual as políticas que visam à promoção e à liberalização do IED são mais elevadas que as políticas restritivas ao capital estrangeiro (UNCTAD, 2013).

7. BRICS é o acrônimo utilizado para designar as economias em desenvolvimento do Brasil, da Rússia, da Índia, da China e da África do Sul (em inglês, South Africa).

3 RELAÇÕES TEÓRICAS E EMPÍRICAS ENTRE IED E COMÉRCIO INTERNACIONAL

A integração dos mercados, por meio do comércio e do IED, não é um fenômeno recente e, na verdade, ocorre em grande escala desde a Revolução Industrial, possibilitando avanços tecnológicos nos meios de transportes, marco que deu início à primeira onda de globalização.⁸ Enquanto é vasta a literatura acerca dos fatores determinantes para que uma empresa realize investimentos em outro país,⁹ tal fato não é verificado para os estudos sobre o impacto do IED sobre o comércio internacional. Esta seção busca reunir as principais teorias sobre os efeitos do IED no comércio internacional, de modo que fique mais clara a identificação da relação de complementariedade ou substituíbilidade entre ambos.

De modo geral, de acordo com Fontagné (1999), há três óticas para observar a relação entre o IED e o comércio. A primeira refere-se ao país investidor, a segunda ao país receptor do investimento direto, o hospedeiro, e a última aos países terceiros, que podem ser beneficiados pela realização do IED em outro país.

Da perspectiva do país investidor, o IED pode ser visto como substituto ao comércio quando as exportações são substituídas pelas vendas no mercado interno do país receptor. Entretanto, o investimento direto também pode beneficiar as exportações caso ele leve a um maior volume de comércio de bens intermediários e de bens finais complementares entre a matriz e a filial. Para o país receptor, a entrada de investimentos pode alterar a necessidade de importar certo bem, que passa a ser produzido localmente e, portanto, reduz as importações provenientes do país da firma investidora.¹⁰ Contudo, se o país hospedeiro aumentar as importações de insumos e bens intermediários, pode-se verificar que o IED gerou comércio entre os dois países. Por fim, países terceiros (aqueles não envolvidos diretamente na conexão entre país investidor e país hospedeiro) podem ser beneficiados se o país receptor passar a importar os insumos de empresas desse país. Além disso, também é possível que o país receptor passe a exportar parte da sua produção doméstica para o terceiro, substituindo as exportações do país investidor (Fontagné, 1999).

8. Ocorreram duas ondas de globalização, *grosso modo*, a primeira entre 1870 e 1914, e a segunda, iniciada em 1960, que continua até o presente. Para mais detalhes sobre as duas ondas de globalização, além de aspectos referentes ao investimento estrangeiro, ao comércio internacional e ao emprego, em ambas as ondas, ver Baldwin e Martin (1999). Rodrik (2011) faz menção às duas ondas e comenta que, especificamente na segunda onda, a globalização tornou-se o objetivo final a ser alcançado, o que ele chama de hiperglobalização.

9. Os determinantes do investimento estrangeiro direto são analisados em detalhes por Vernon (1966), Dunning (1981; 1988; 2000). Calvet (1981) faz uma síntese das teorias do investimento estrangeiro direto e das teorias das firmas multinacionais. Para análises empíricas para os determinantes do IED, ver Amal e Seabra (2007), Lélis (2010) e Nonnenberg e Mendonça (2004).

10. Fontagné (1999) destaca o impacto na produção e no emprego como possíveis resultados negativos decorrentes do deslocamento da produção do mercado doméstico para outro país. Já para o país receptor, o IED pode resultar em melhoria no saldo da conta-corrente, maiores níveis de emprego e de produção doméstica, e *spillovers* positivos que podem melhorar a competitividade, tais como novas tecnologias, treinamento da força de trabalho e melhores práticas de gerenciamento.

Ao passo que as empresas devem decidir entre produzir um determinado tipo de bem no seu país de origem e exportar a produção ou produzir esse mesmo bem no exterior e, portanto, deixar de exportar, espera-se que o IED e o comércio internacional sejam estratégias alternativas (Barlet, 1992 *apud* Fontagné, 1999). Nesse sentido, Brainard (1993) introduz o “*proximity-concentration trade-off*”,¹¹ que define o IED como substituto ao comércio internacional, isto é, a decisão da firma entre exportar ou investir exclui a outra alternativa.

Conforme Brainard (1993), ao decidir por exportar a produção, a firma tem benefícios, especialmente aqueles ligados à economia de escala, devido ao fato de concentrar a produção em uma única localidade. Contudo, ao optar pelo investimento direto no mercado-alvo, a firma deixa de arcar com custos de transporte, custos com armazenagem do produto, evita danos ao produto durante o transporte e, por fim, é capaz de entregar um serviço de maior qualidade ao consumidor. Ou seja, a decisão da firma de exportar ou produzir em outro país depende da relação entre o custo adicional para exportar e do custo fixo adicional de uma nova planta produtiva. Dessa forma, há um *trade-off* entre custos fixos adicionais (proximidade) e custos variáveis de transporte em cada estágio de produção (concentração).

Os custos de comércio, incluindo as barreiras comerciais, desempenham um papel fundamental na tomada de decisões das empresas. Assim como Brainard (1993; 1997), outros autores destacam a importância desses custos. Segundo Singh e Jun (1995) e Tanaka (2006 *apud* Gao, 2009), há uma relação positiva entre impostos sobre transações internacionais e fluxos de IED, sugerindo que o IED tem o propósito de “*tariff-hopping*”. Isto é, as firmas investiriam para ganhar acesso ao mercado interno e evitar os altos custos de exportação, devido a práticas protecionistas.

Markusen *et al.* (1996) e Markusen (1997) elaboraram um modelo mais abrangente, o qual incorpora o regime de produção dominante em equilíbrio das firmas, e que insere ambos os IEDs horizontais e verticais em um mesmo cenário. No modelo, há dois países, um escasso em trabalho qualificado e outro abundante em trabalho qualificado. Além disso, existem três tipos de empresas: *i*) a multinacional horizontal (firma tipo-m), que realiza IED do tipo horizontal, representa as firmas com duas plantas produtivas, uma em cada país, e uma matriz localizada em um dos países; *ii*) a multinacional vertical (firma tipo-v), a qual realiza IED vertical, possui uma planta produtiva localizada em um país e uma matriz situada em uma nação diferente; e *iii*) a firma nacional (firma tipo-n) que, assim como a multinacional vertical, também possui uma planta produtiva e uma matriz. Porém, a diferença

11. É importante frisar que a teoria do “*proximity-concentration trade-off*” refere-se somente ao IED horizontal. Além disso, a hipótese levantada por Brainard (1993) faz um contraponto à hipótese clássica, nomeada pela autora como *factor proportions hypotheses*, segundo a qual as firmas investem verticalmente para tirar proveito da diferença de preços dos fatores entre os países.

entre as duas reside no fato de que ambas, a planta produtiva e a matriz da firma nacional, situam-se na mesma localidade, ou seja, a firma tipo-n opta por não deslocar a produção para o exterior.

A dominância de cada firma, em equilíbrio, depende de três fatores principais: o primeiro é o tamanho relativo dos países, o segundo fator refere-se à dotação relativa de fatores, e o último é atribuído aos custos de transporte. A firma tipo-m irá predominar em um cenário com custos de transporte (comércio) elevados e/ou presença de barreiras comerciais, além de simetria na dotação relativa de fatores e tamanho dos países. Por sua vez, a firma tipo-v é favorecida quando as barreiras ao comércio são poucas e quando os países são assimétricos em tamanho ou na dotação relativa de fatores. As firmas nacionais dominam em dois cenários: *i*) quando os custos de transporte são baixos e os países são similares em tamanho e em dotação relativa de fatores; e *ii*) quando os custos de transporte são moderados e os países são muito diferentes em tamanho.

A partir das conclusões de Markusen (1997), Amiti e Wakelin (2003) elaboraram duas hipóteses para a relação entre o IED e o comércio internacional.¹² A hipótese 1 afirma que, quando os países são similares em tamanho e dotação relativa de fatores, e os custos de comércio são moderados ou altos, há um efeito de substituíbilidade entre IED e comércio. De acordo com a hipótese 2, quando os países são diferentes em tamanho e dotação relativa de fatores, e os custos de comércio são baixos, há complementariedade entre IED e comércio. Assim, os autores afirmam que, de modo geral, o IED horizontal substitui o comércio e o IED vertical fomenta o comércio.

Contudo, é necessário apontar que os modelos de Markusen *et al.* (1996), Amiti e Wakelin (2003) e Brainard (1993) apresentam dois países, dois fatores de produção e dois setores. Assim, ao adicionar um terceiro país ao modelo e um terceiro processo produtivo, as relações tornam-se multilaterais, mais complexas e difusas. Para Fontagné (1999, p. 14), “se ou não o IED e comércio são complementares, não pode ser determinado teoricamente – a natureza da relação é essencialmente um assunto empírico”.

Dessa forma, Hejazi e Safarian (2001) buscam determinar se, realmente, o estoque de IED é complementar ao comércio internacional. Com uma amostra de dados de 51 países durante treze anos (1982 a 1994), os autores consideram os estoques de investimento direto como *proxy* para a presença das multinacionais

12. No estudo de Amiti e Wakelin, a variável utilizada é custo do investimento. Com base no estudo de Carr *et al.* (2001, *apud* Amiti e Wakelin, 2003), verificou-se que uma queda de 1% no custo do investimento resulta em um aumento de 1% no IED. Portanto, o custo de investimento referido por Amiti e Wakelin (2003) é tratado, neste trabalho, simplesmente como IED.

em mercados estrangeiros.¹³ Por meio de um modelo gravitacional, são estimadas equações para as exportações e as importações bilaterais norte-americanas. As conclusões a partir deste trabalho empírico revelam que tanto o estoque *inward* quanto o estoque *outward* estimulam as exportações e as importações bilaterais dos Estados Unidos. Para a equação das exportações, o estoque de investimento norte-americano tem um impacto maior na variável dependente do que o estoque de investimento estrangeiro nos Estados Unidos. Entretanto, para a estimação das importações, o estoque *inward* tem maior correlação com as importações do que o estoque *outward*.

Em outro estudo, Anwar e Nguyen (2011) analisam dados para os dezenove principais parceiros comerciais do Vietnã para os anos de 1990 a 2007.¹⁴ Os autores estimam três equações, utilizando o modelo gravitacional com dados em painel por meio de efeitos aleatórios. A primeira equação refere-se aos valores de exportações bilaterais do Vietnã, ao passo que a segunda equação determina os valores das importações bilaterais, enquanto a última equação busca avaliar o impacto do IED nas exportações líquidas (exportações menos importações), em que um coeficiente positivo indicaria que o estoque de IED contribuiria para uma redução no *deficit* comercial do Vietnã. Os autores trabalham apenas com os valores de estoque de IED *inward*, ou seja, buscam avaliar apenas como a entrada de IEDs está impactando o comércio internacional e, portanto, deixam de analisar os investimentos realizados pelo Vietnã no resto do mundo. Assim, os autores constatam que a entrada de IED é complementar ao comércio internacional, tanto para as exportações quanto para as importações. Ainda, da mesma forma que Hejazi e Safarian (2001) e seu estudo sobre os Estados Unidos, é verificado que, também para o caso do Vietnã, o estoque de IED tem contribuição positiva para o saldo da balança comercial do país, uma vez que os coeficientes estimados para os efeitos do IED nas exportações foram superiores aos coeficientes estimados para as importações.

Analisando o impacto do Mercado Comum do Sul (Mercosul) no comércio internacional, juntamente ao impacto do crescimento do IED no comércio internacional na América Latina, Castilho e Zignago (2002) procuram determinar se a criação do Mercosul modificou as estratégias das empresas multinacionais na região e se o IED tem efeito positivo sobre as exportações e importações. De acordo com as autoras, a criação do Mercosul incentivou as empresas a investirem nos países-membros para que obtivessem acesso aos mercados desses países, ou seja, há indícios de que as estratégias das empresas visam, pelo menos em parte, às exportações para os mercados vizinhos.

13. Hejazi e Safarian (2001) citam que a crítica de Brainard (1997) sobre os problemas de simultaneidade não é válida quando os estoques de IED refletem a penetração das EMNs em mercados externo, ao invés de indicarem produção no exterior. Ainda, segundo os autores, "não há necessidade teórica de tratar os estoques de investimento e fluxos de comércio simultaneamente, como seria o caso se os estoques de IED fossem uma *proxy* de produção no exterior".

14. Os dezenove principais parceiros comerciais do Vietnã somam 75% do valor total de comércio e aproximadamente 81% do estoque de IED no país (Anwar e Nguyen, 2011).

Utilizando o modelo gravitacional, com *pooled data*, as autoras constroem três equações. A primeira equação é estimada para as importações bilaterais, a segunda para as exportações bilaterais, e a terceira equação gravitacional tem como variável endógena o valor dos influxos de IED e procura determinar o impacto da criação do Mercosul na atração de IED. As três equações são estimadas para dois países: Argentina e Brasil. Para a Argentina, a amostra abrange 29 países e 24 setores, e o período analisado compreendeu os anos de 1990 a 1999. Já para o Brasil, o mesmo período de tempo é utilizado, mas para uma amostra com 49 nações e treze setores. As conclusões do estudo revelam que os influxos de IED para o Brasil e a Argentina são positivamente correlacionados com as importações bilaterais. Contudo, para a equação de exportações bilaterais os coeficientes do investimento são negativamente correlacionados com a variável endógena. Por fim, as equações que determinam os influxos bilaterais de investimento para o Brasil indicam que a integração regional elevou a entrada de IED. Contudo, para a Argentina essa relação é muito fraca ou inexistente.

Esta seção revisou alguns trabalhos empíricos que empregaram o modelo gravitacional para determinar os fluxos de comércio e o impacto que o IED tem sobre eles. De modo geral, as evidências empíricas sugerem uma relação de complementariedade entre o IED e o comércio internacional, em nível agregado. Entretanto, a pesquisa empírica acerca do tema ainda carece de resultados robustos e de análises de dados mais sofisticadas. É verdade que a limitação de dados impõe uma restrição importante para os estudos empíricos e, talvez, seja o motivo da escassez de literatura, especialmente para o Brasil. Entretanto, o avanço da teoria econométrica, com o surgimento de novos instrumentos e métodos, possibilita uma análise mais acurada da relação entre IED e comércio internacional. Nesse sentido, este artigo espera contribuir ao estudar o caso brasileiro durante um período de tempo mais recente e utilizando um painel dinâmico por meio do estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS), conforme demonstrado na próxima seção.

4 METODOLOGIA E RESULTADOS

Esta seção apresenta a metodologia empregada na análise empírica do impacto dos influxos de IED para o Brasil no comércio internacional do país. Primeiramente, o modelo gravitacional é apresentado e, logo após, são definidas as fontes das variáveis empregadas no estudo, a especificação do modelo e os resultados das estimações obtidas.

4.1 O modelo gravitacional

O modelo gravitacional é, usualmente, utilizado nas análises do comércio internacional. Na sua forma mais simples, ele utiliza três conjuntos de variáveis para determinar o volume de comércio entre dois países. As duas primeiras são o tamanho do PIB

dos países, e a terceira é a distância física entre eles. Dessa forma, verifica-se que, quanto maior o tamanho do PIB das duas economias, maior é o volume de comércio entre os dois países, sendo o PIB positivamente correlacionado com o comércio internacional. Entretanto, quanto maior for a distância entre os dois países, menor será o volume de troca entre os dois, ou seja, a distância é negativamente correlacionada com o comércio internacional. O modelo gravitacional básico mais utilizado, conforme Gao (2009), é representado por:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 F_{ij} + u_{ij}, \quad (1)$$

onde: X_{ij} refere-se ao volume de comércio entre os países i (importador) e j (exportador); a variável Y corresponde ao PIB nominal de cada país; D é a distância entre os dois países; F_{ij} representa outros fatores que podem afetar o volume de comércio entre os países, como acordos regionais de comércio; e u_{ij} é o erro.

Nesse sentido, Reis, Azevedo e Lélis (2014) apontam que, inicialmente, o modelo era baseado somente nas variáveis básicas mencionadas (o PIB dos países e a distância entre eles). Entretanto, ao longo do tempo, foram adicionadas outras variáveis (área territorial do exportador e importador) e *dummies*¹⁵ para melhorar a assertividade do modelo na determinação dos fluxos de comércio bilaterais. Além de variáveis que representam acordos comerciais, podem ser considerados fatores culturais comuns a duas ou mais nações, como idioma e religião comuns, que possam impactar, de alguma forma, os valores de comércio internacional entre esses países.

4.2 Fonte e tratamento de dados

A amostra de dados inclui os vinte principais parceiros comerciais do Brasil que, durante o período analisado de 2001 a 2012, corresponderam a 94% das importações brasileiras, 92% das exportações e 93% dos influxos de IED. A escolha da amostra seguiu a metodologia de Anwar e Nguyen (2011) que, pelo critério de principais parceiros comerciais, utilizaram dados de 19 parceiros. Os dados dos fluxos de comércio bilaterais, tanto para exportações quanto para importações, foram coletados por meio da ferramenta World Integrated Trade Solution (Wits). O tamanho dos países é medido pelo PIB, em dólares, a preços correntes, obtido no Banco Mundial. Os valores dos produtos internos em moeda doméstica são convertidos para dólares pela taxa de câmbio média anual oficial. O PIB reflete o tamanho do mercado de cada país e, de acordo com a teoria do comércio internacional, quanto maior o tamanho dos países maiores são as trocas realizadas por eles com seus parceiros. Portanto, espera-se que o PIB tenha um efeito positivo para determinar os fluxos de comércio internacional.

15. Variáveis *dummies* são, conforme Gujarati e Porter (2011), de natureza qualitativa que assumem valores binários para designar ausência ou presença de determinada característica ou qualidade.

A população do Brasil e dos parceiros, ao longo do período, foi pesquisada no Banco Mundial. A utilização da população ao invés do PIB *per capita* ocorre para evitar uma possível colinearidade com o PIB. O coeficiente estimado para a população do país exportador pode ser negativo ou positivo, dependendo se o país exporta menos quando ele é grande, devido ao efeito absorção, ou se ele exporta mais do que um país pequeno, devido a economias de escala. A mesma situação é verificada para o coeficiente da população do país importador.

Os fluxos bilaterais de IED são compilados pela UNCTAD, com base nas informações disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil. Infelizmente, não estão disponíveis dados de estoque bilateral de IED para a maioria dos anos do período analisado nesse estudo, segundo o próprio Banco Central brasileiro. Portanto, os fluxos – não os estoques de IED – serão utilizados como variável exógena nos modelos. Apesar de boa parte dos trabalhos empíricos trabalharem com estoques de IED, a relação esperada ainda deve ser positiva entre fluxos de investimento direto e o comércio internacional bilateral.

Logo, coeficientes positivos indicam relação de complementariedade entre o investimento estrangeiro e as exportações e as importações bilaterais brasileiras. As exportações do Brasil para o país investidor podem aumentar, pois o IED, além de aumentar o estoque de capital do país, serviria como um mecanismo de difusão de transferência de tecnologia para o país receptor, o que estimularia as suas exportações, como destacam Görg e Greenaway (2004). Contudo, como salienta Fontagné (1999), as importações do país receptor podem aumentar se as subsidiárias forem dependentes de componentes de produção e bens intermediários da matriz. A escolha pelos fluxos de IED na equação tanto de importação quanto de exportação brasileira também se deve ao fato de o Brasil ser, historicamente, um grande receptor de IED, mas não se caracterizar como um investidor significativo entre outros países. O mesmo procedimento foi realizado por Anwar e Nguyen (2011) e Castilho e Zignago (2002), nos quais o recebimento de IED é a variável exógena tanto para importações quanto para exportações.

Como uma *proxy* de custos de comércio, são utilizados dados de distância, em quilômetros, entre as capitais dos países. A fonte desses dados é o Centro de Pesquisa Francês em Economia Internacional.¹⁶ O sinal esperado para as estimações é negativo, uma vez que quanto maior for a distância entre os países maiores são os custos para realizar o comércio. Ainda, é adicionada uma variável *dummy* para verificar o efeito do Mercosul nos fluxos bilaterais de comércio, tendo valor igual a 1 se o país for membro deste bloco, e 0 no caso contrário. Se o coeficiente for positivo, conclui-se que o Mercosul impacta positivamente o comércio.

16. Sigla em francês (Cepii), este centro de pesquisa disponibiliza diversas bases de dados, inclusive para a construção de modelos gravitacionais.

4.3 Especificação do modelo

Nesta subseção, o modelo gravitacional e a sua aplicação para a análise dos impactos dos IEDs no comércio são abordados. O modelo gravitacional é amplamente empregado em análises empíricas para determinar os valores dos fluxos bilaterais de comércio. Desse modo, é o objetivo deste trabalho empírico apropriar-se do modelo gravitacional e, ainda, adicionar ao modelo uma variável explicativa para o IED para avaliar o impacto dela nas estimações do comércio.

São construídas duas equações, a primeira tem como variável dependente as importações bilaterais brasileiras, e a segunda procura explicar as exportações bilaterais do Brasil. Conforme mencionado anteriormente, o período de análise abrange os anos de 2001 a 2012 e vinte países. Contudo, para as estimações foram utilizados somente as observações para as situações em que os influxos de IED são maiores que zero, reduzindo o número total de observações de 240 para 216, que ainda é uma amostra satisfatória.¹⁷ As equações são as seguintes:

$$M_{jt} = k_0 + k_1 PIB_t + k_2 PIB_{jt} + k_3 Pop_t + k_4 Pop_{jt} + k_5 Dist_j + k_6 IED_{jt} + k_7 D_j + v_{jt}, \quad (2)$$

e

$$X_{jt} = \lambda_0 + \lambda_1 PIB_t + \lambda_2 PIB_{jt} + \lambda_3 Pop_t + \lambda_4 Pop_{jt} + \lambda_5 Dist_j + \lambda_6 IED_{jt} + \lambda_7 D_j + \mu_{jt}, \quad (3)$$

onde: j refere-se à nação parceira e t ao tempo. Nas equações (2) e (3), as variáveis explicativas são semelhantes e estão expressas em logaritmo, no tempo t : PIB_t é produto interno bruto do Brasil; PIB_{jt} refere-se ao PIB do parceiro; Pop_t é a população do Brasil, enquanto Pop_{jt} mede a população do parceiro; a variável de distância entre o Brasil e o parceiro é $Dist_j$; a variável explicativa mais relevante para este estudo é o influxo de IED do país j para o Brasil, representado por IED_{jt} ; D_j é a variável *dummy* que mede os efeitos do Mercosul; e v_{jt} e μ_{jt} são os termos de erro idiossincrático. A variável dependente na equação (2), M_{jt} refere-se às importações realizadas pelo Brasil do país parceiro, no tempo t . Já na equação (3), o termo X_{jt} indica as exportações, no tempo t , do Brasil para o parceiro.

17. Embora frequentemente utilizada para a variável dependente, a estratégia de excluir da amostra as observações com valor igual a 0 é antiga, sendo sugerida, pioneiramente, por Brada e Mendez (1985) e Bikker (1987 *apud* Frankel, 1997). Atualmente, o problema é mais bem tratado com a utilização de estimadores específicos, tais como a pseudo máxima verossimilhança de Poisson (PMVP), sugerida por Silva e Tenreiro (2006), e a estimação do modelo em dois estágios (HMR), proposta por Helpman, Melitz e Rubinstein (2008). Porém, ambos lidam com o problema de zeros na variável dependente, que não é o caso deste artigo. A estatística sugere que se os zeros forem distribuídos aleatoriamente na amostra, então essa exclusão não trará problema às estimativas. Intuitivamente, a ideia é que esses valores iguais a zero não são informativos, portanto, eles podem ser descartados. Porém, se os zeros forem resultado da falta de informação (que são erroneamente registradas como zero) ou da decisão dos países em não exportar/importar, o tratamento deve ser outro, visando não incorrer em resultados viesados. Contudo, nem sempre é possível identificar facilmente qual das três hipóteses dá origem a esses zeros. Assim, como o artigo não quer estabelecer comparativos de estimadores e muito menos propor um novo estimador, esse tema não faz parte do objetivo do artigo. Além disso, visto que o número de observações excluídas foi pequeno e por se tratar de uma variável independente, acredita-se que a exclusão não traria maiores problemas para as estimações.

Para obter os coeficientes estimados, expressos diretamente em termos de elasticidade, o que facilita a interpretação dos parâmetros estimados, os dados originais foram transformados para forma *log*-linear. De acordo com Cheng e Wall (2004), há certo consenso da necessidade de estimar o modelo gravitacional em dados em painel para controlar a heterogeneidade. Portanto, será empregado um modelo gravitacional de dados de painel para estimar as regressões com efeito fixo, conforme o formato abaixo:

$$m_{jt} = x_{jt}\beta + \alpha_j + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

onde m_{jt} é um escalar que representa a variável dependente do modelo; x_{jt} é um vetor linha de dimensão $1 \times K$ das variáveis explicativas; β é um vetor $K \times 1$ dos parâmetros a serem estimados; e ε_{jt} é um escalar que representa o erro idiossincrático. De acordo com Reis, Azevedo e Lélis (2014), inclusão do efeito fixo (α_j) absorve todas as características observadas e não observadas que são constantes ao longo do tempo, mas que influenciam os fluxos bilaterais. Assim, ele levará em conta inclusive as variáveis observáveis, constantes no tempo, que usualmente são utilizadas na equação gravitacional, tais como a distância entre os países, a extensão da área territorial do importador e do exportador, as *dummies* de fronteira, litoral e idioma em comum, além dos aspectos não observados, como laços históricos, culturais ou políticos, e a possibilidade de os países serem parceiros naturais de comércio, que também são constantes no tempo. Ao levar em conta todas essas características, controla-se a heterogeneidade.

4.4 Resultados

Antes de apresentar os resultados encontrados, alguns testes de especificação são apresentados. Com o objetivo de verificar se era necessário controlar a heterogeneidade bilateral do exportador e do importador, foram realizados os seguintes testes: *i*) de componentes não observados (α_j); *ii*) de significância conjunta dos pares de países (α_j); e *iii*) de diferença entre esses pares (α_j). O teste de componentes não observados, conforme detalhado em Wooldridge (2010, p. 299), testa se a variância do componente não observado é igual a zero. Sua hipótese nula estabelece que $H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$, portanto, se a hipótese nula for rejeitada, a arquitetura em dados em painel deve ser escolhida. O teste conjunto de significância dos pares verifica se os efeitos fixos (α_j) em conjunto são iguais a zero. Assim, trata-se de um teste *F*.

Já o teste realizado para verificar se há diferença entre os pares foi baseado na proposta de Greene (2008, p. 197). Esse teste apresenta como hipótese nula (H_0) que o efeito fixo de cada par de países é o mesmo para todos os pares. Dessa forma, não se rejeitando a hipótese nula em ambos os testes, utilizar-se-ia a estrutura de dados agrupados. Contudo, quando ocorre a rejeição de H_0 , os testes indicam a

necessidade de controlar a heterogeneidade, ou seja, exige-se a utilização de dados em painel. Os três testes rejeitaram fortemente a hipótese nula, conforme pode ser observado na tabela 2, indicando a necessidade de estimar o modelo com dados em painel.

TABELA 2
Testes para verificar heterogeneidade bilateral

Testes	Importações		Exportações	
	Valor	p -valor	Valor	p -valor
Componente não observado $\alpha_j: \chi^2(1)$	610,12	0,000	525,04	0,000
Significância conjunta dos $\alpha_j: F(19,191)$	62,52	0,000	93,93	0,000
Diferença dos $\alpha_j: F(19,215)$	12,06	0,000	14,52	0,000

Elaboração dos autores.

Sabendo da necessidade de controlar a heterogeneidade e a fim de analisar o impacto do IED nos fluxos de comércio brasileiros, são estimados quatro modelos: dois para controlar os efeitos fixos dos países e os outros dois por meio de efeitos aleatórios. Para determinar se os modelos gravitacionais devem ser estimados por efeitos fixos ou por efeitos aleatórios, faz-se necessário aplicar o teste de Hausman. A hipótese nula (H_0) afirma que α_j não é correlacionado com X_{jt} , onde α_j é o efeito não observado do par Brasil e país j e X_{jt} são as variáveis explicativas do modelo. Já a hipótese alternativa (H_1) afirma que α_j é correlacionado com X_{jt} . Sendo assim, não rejeitando a hipótese nula, o estimador de efeitos aleatórios é indicado, enquanto se ela for rejeitada, o estimador de efeitos fixos deve ser utilizado.

Conforme Wooldridge (2010, p. 311), para testar se há autocorrelação serial dos resíduos, estimou-se uma regressão auxiliar em que os resíduos (ε_{ijt}) da equação estimada por efeito fixo, equações (2) e (3), é a variável dependente, e que o regressor é o resíduo defasado (ε_{ijt-1}). Sob H_0 , tem-se que $Corr(\varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ijt-1}) = -1/(T-1)$; logo, neste caso, $Corr(\varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ijt-1}) = -0,91$. Para o modelo de importações, obteve-se a estatística do teste t e o p -valor iguais a 9,60[0,000]. Já para o modelo de exportações, os resultados encontrados foram os seguintes: 8,61[0,000]. Assim, em ambas as equações, foi detectada a presença de autocorrelação serial dos resíduos.¹⁸

Contudo, para validade desses resultados é necessário que os regressores sejam estritamente exógenos. Segundo Wooldridge (2010, p. 325), pode-se testar a hipótese de exogeneidade estrita em um contexto de efeito fixo estimando a seguinte equação:

18. Cabe destacar que, para fazer as inferências dos parâmetros estimados, utilizaram-se erros-padrão robustos, obtidos por meio da matriz de covariância robusta, para levar em conta a eventual presença de heterocedasticidade e de autocorrelação serial dos resíduos. Destaca-se ainda que os erros-padrão são assintoticamente válidos na presença de qualquer tipo de heterocedasticidade, incluindo os casos de resíduos homocedásticos.

$$y_{jt} = \alpha_j + x_{jt}\beta + w_{jt+1}\delta + \varepsilon_{jt}, \quad t = 1, 2, \dots, T-1, \quad (5)$$

onde y_{jt} é a variável dependente; α_j é o efeito fixo; x_{jt} é o vetor dos regressores (PIBs, populações e IED); w_{jt+1} é um subconjunto do vetor x_{jt} (não incluir as *dummies* de tempo, se houver), ou seja, são as mesmas variáveis de x_{jt} , porém no tempo $t+1$; e, por fim, ε_{jt} é o erro idiossincrático. Para existir exogeneidade estrita, o vetor dos parâmetros δ deve ser igual a zero. Portanto, pode-se utilizar o teste de Wald, com matriz de variância/covariância dos resíduos robusta e testar sobre hipótese nula (H_0), que $\delta = 0$. Assim, para os regressores serem estritamente exógenos, não se deve rejeitar H_0 . A tabela 3 apresenta os resultados dos testes para o modelo de importações e exportações.

TABELA 3
Testes de exogeneidade

Modelo	Teste de Wald ($\delta = 0$)	Estatística do teste e p -valor
Importações	$\chi^2(5)$	16,58[0,000]
Exportações	$\chi^2(5)$	18,86[0,000]

Elaboração dos autores.

Os resultados encontrados sugerem que as estimações feitas por meio de efeitos fixos são inconsistentes, uma vez que em ambas as equações a hipótese nula foi fortemente rejeitada. Assim, os resultados são apresentados na tabela A.1, em apêndice, apenas em caráter informativo. Diante disso, faz-se necessário estimar um novo modelo. Sabendo que há autocorrelação serial dos resíduos nos modelos, pode-se tentar inserir a variável dependente defasada em ambas as equações, constituindo-se, assim, um modelo gravitacional dinâmico. Contudo, o estimador de efeitos fixos deve ser abandonado, uma vez que, se for inserida a variável dependente defasada, o estimador tornar-se-ia inconsistente.

As pesquisas que utilizaram o modelo gravitacional em um painel dinâmico podem ser consideradas ainda muito escassas. Observa-se que a grande diferença entre a arquitetura dinâmica para a estática é que a dinâmica inclui a variável dependente defasada entre os regressores. Bun e Klaasse (2002) e Caporale *et al.* (2009) foram um dos pioneiros a utilizarem um painel dinâmico ao modelo. Os estimadores propostos por Anderson e Hsiao (AH) (1981), Arellano e Bond (GMM-DIF), (1991) e Blundell e Bond (1998) (GMM-SYS) são os mais utilizados para estimar um painel dinâmico. Apesar do pouco uso, a estimação dinâmica da equação gravitacional parece, inicialmente, admissível, principalmente porque uma análise gráfica preliminar dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras. Além disso, a instalação de grandes empresas em um país estrangeiro, por meio do IED, muitas vezes é um processo lento. Assim, essas empresas podem demorar

alguns anos para estarem aptas a iniciarem as suas atividades no mercado interno desse país estrangeiro. Diante disso, o artigo propõe estimar os seguintes modelos:

$$m_{jt} = \beta_0 + \beta_1 m_{jt-1} + \beta_2 pib_t + \beta_3 pib_{jt} + \beta_4 pop_t + \beta_5 pop_{jt} + \beta_6 ied_{jt} + \beta_7 ied_{jt-1} + \alpha_j + \varepsilon_{jt}, \quad (6)$$

e

$$x_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{jt-1} + \gamma_2 pib_t + \gamma_3 pib_{jt} + \gamma_4 pop_t + \gamma_5 pop_{jt} + \gamma_6 ied_{jt} + \gamma_7 ied_{jt-1} + \theta_j + \omega_{jt}, \quad (7)$$

onde os subscritos j e t referem-se, respectivamente, à nação parceira e ao tempo; pib_t o PIB do Brasil; pib_{jt} o PIB do parceiro j ; pop_t a população do Brasil; pop_{jt} a população do parceiro j ; ied_{jt} o influxo de IED do país j para o Brasil; α_j e θ_j são os efeitos fixos das equações (6) e (7); ε_{jt} e ω_{jt} são, respectivamente, os erros idiossincráticos das equações referidas e, finalmente, m_{jt} e x_{jt} referem-se, respectivamente, às importações realizadas pelo Brasil do país parceiro j no tempo t e as exportações do Brasil para o parceiro j no ano t .

As hipóteses adotadas nos modelos (6) e (7) são as seguintes: $E[\alpha_j] = E[\varepsilon_{jt}] = E[\alpha_j \varepsilon_{jt}] = 0$ e $E[\theta_j] = E[\omega_{jt}] = E[\theta_j \omega_{jt}] = 0$, $\forall j = 1, 2, \dots, N$ e $\forall j = 1, 2, \dots, T$. Não obstante, $E[\varepsilon_{jt} \varepsilon_{js}] = E[\omega_{jt} \omega_{js}] = 0$, $\forall j = 1, 2, \dots, N$ e $\forall t \neq s$. Finalmente, $|\beta_1| < 1$, $|\gamma_1| < 1$ e, como condição inicial, $E[m_{jt-1} \varepsilon_{jt}] = E[x_{jt-1} \omega_{jt}] = 0$, $\forall j = 1, 2, \dots, N$ e $\forall t = 1, 2, \dots, T$.

A presença da variável dependente defasada nas equações (6) e (7), contudo, gera um problema de endogeneidade com o efeito fixo, provocando um viés no painel dinâmico proposto. Além disso, se existir uma variável explicativa endógena no modelo, então haverá também endogeneidade. Portanto, não é possível estimar (6) e (7) por meio de mínimos quadrados ordinários (MQO). O uso de MQO com *dummies* (para controlar o efeito fixo) e *within-groups* geraria estimadores dos parâmetros desejados inconsistentes e o coeficiente da variável dependente defasada seria superestimado, conforme salienta Baltagi (2008).

Visando contornar o problema, as equações (6) e (7) podem ser diferenciadas objetivando extinguir os efeitos fixos α_j e θ_j e, assim, tentar eliminar o problema de endogeneidade. Diferenciando as equações (6) e (7) obtém-se:

$$\Delta m_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_{jt-1} + \beta_2 \Delta pib_t + \beta_3 \Delta pib_{jt} + \beta_4 \Delta pop_t + \beta_5 \Delta pop_{jt} + \beta_6 \Delta ied_{jt} + \beta_7 \Delta ied_{jt-1} + \Delta \varepsilon_{jt}, \quad (8)$$

$$\Delta x_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_{jt-1} + \gamma_2 \Delta pib_t + \gamma_3 \Delta pib_{jt} + \gamma_4 \Delta pop_t + \gamma_5 \Delta pop_{jt} + \gamma_6 \Delta ied_{jt} + \gamma_7 \Delta ied_{jt-1} + \Delta \omega_{jt}, \quad (9)$$

onde $\Delta m_{jt} = m_{jt} - m_{jt-1}$, para qualquer variável m_{jt} . A definição das variáveis são as mesmas das equações (6) e (7). Muito embora as transformações dos modelos tenham eliminado os efeitos fixos, ainda não seria possível estimá-los por meio de

MQO, visto que Δm_{jt} e $\Delta \varepsilon_{jt}$ são correlacionados, assim como Δx_{jt} e $\Delta \omega_{jt}$ também. Portanto, os coeficientes ainda seriam viesados e inconsistentes.

Anderson e Hsiao (1981), possivelmente, foram os pioneiros a sugerir que o modelo fosse diferenciado, para eliminar o efeito fixo e, após, fossem utilizadas as próprias variáveis defasadas como instrumentos para si mesmas, para eliminar o viés e a inconsistência. A partir de então, outros autores buscaram melhorar a eficiência do estimador AH proposto por Anderson e Hsiao (1981).

Nesse sentido, Arellano e Bond (1991) propuseram utilizar o Método dos Momentos Generalizados – Diferença (GMM-DIF). Os autores argumentaram que instrumentos adicionais podem ser obtidos se forem utilizadas as condições de ortogonalidade existentes entre os valores defasados da variável dependente e o termo erro. As hipóteses apresentadas para as equações (6) e (7) implicam que as condições de momentos $E[w'_{jt} \Delta \varepsilon_{jt}] = 0$ e $E[z'_{jt} \Delta \omega_{jt}] = 0$ são válidas, sendo que w'_{jt} e z'_{jt} são os vetores das variáveis instrumentais utilizadas para corrigir a endogeneidade do modelo.

O estimador GMM-DIF utiliza como instrumentos, para variáveis fracamente exógenas, as variáveis defasadas em um ou mais períodos, e, para variáveis endógenas, as variáveis defasadas em dois ou mais períodos.¹⁹ Contudo, Blundell e Bond (1998) argumentaram que esses instrumentos são fracos quando as variáveis dependentes e explicativas apresentam forte persistência e/ou a variância relativa dos efeitos fixos aumenta. Os autores propuseram a estimação de um sistema que combinasse o conjunto de equações em diferenças, equação (8), com o conjunto de equações em nível, modelo (6), dando origem ao Método dos Momentos Generalizados – Sistema (GMM-SYS).²⁰ Segundo eles, o GMM-DIF produz um estimador não consistente e viesado para painéis com t pequeno.

Pelos argumentos apresentados anteriormente, optou-se pelo estimador GMM-SYS e consideraram-se como regressores estritamente exógenos as variáveis PIB e população, tanto para o Brasil quanto para a nação parceira. Assim, essas variáveis não requerem nenhum tipo de tratamento especial, e elas são usadas como instrumentos para si mesmas. Como endógenas, consideraram-se a variável dependente defasada e o IED, e, nesse caso, deve-se utilizar como instrumentos, para a equação em nível, as variáveis defasadas em primeira diferença, e, para equação em diferença, as variáveis defasadas em nível.²¹

19. Para uma revisão mais profunda de exogeneidade e endogeneidade de variáveis, ver Hendry (1995).

20. O mesmo vale para as equações (7) e (9).

21. Dessa forma, os instrumentos da equação em nível foram definidos da seguinte forma: para o IED, $l = [\Delta ied_{jt-3}, \Delta ied_{jt-4}, \Delta ied_{jt-5}, \dots, \Delta ied_{j1}]$, e, para a variável dependente defasada, $w = [\Delta m_{jt-2}, \Delta m_{jt-3}, \Delta m_{jt-4}, \dots, \Delta m_{j1}]$. Contudo, os instrumentos da equação em diferença são: para o IED, $Z = [ied_{jt-3}, ied_{jt-4}, ied_{jt-5}, \dots, ied_{j1}]$, e, para a variável dependente defasada, os instrumentos válidos são: $H = [m_{jt-2}, m_{jt-3}, m_{jt-4}, \dots, m_{j1}]$. A mesma lógica foi utilizada para construir os instrumentos do modelo de exportações.

Salienta-se que o estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS) controla tanto o problema da heterogeneidade quanto o da endogeneidade, que foram identificados nos testes constantes nas tabelas 2 e 3. Os resultados encontrados por este estimador foram dispostos na tabela 4 e, para fazer as inferências dos parâmetros estimados, utilizaram-se erros-padrão robustos, conforme o método de Windmeijer (2005), que evita que as variâncias estimadas subestimem as verdadeiras variâncias em amostra finita.

TABELA 4
Resultados das estimações para importações e exportações bilaterais com estimador de Blundell e Bond (GMM-SYS)

Importações			Exportações		
Variáveis	Coefficiente	σ	Variáveis	Coefficiente	σ
m_{ijt-1}	0,7362	0,0787*	X_{ijt-1}	0,9379	0,0518*
$piib_{it}$	0,3424	0,0681*	$piib_{it}$	0,0355	0,0426
$piib_{jt}$	0,0097	0,0505	$piib_{jt}$	0,0089	0,0259
pop_{it}	-0,3174	0,0707*	pop_{it}	0,0119	0,0399
pop_{jt}	0,1400	0,0416*	pop_{jt}	0,0276	0,0392
ied_{jt}	0,0031	0,0195	ied_{jt}	0,0333	0,0156**
ied_{jt-1}	-0,0233	0,0113**	ied_{jt-1}	-0,0573	0,0193*
Número de observações		184	Número de observações		184
Teste de Wald: χ^2 (7)		746777,83[0,000]	Teste de Wald: χ^2 (7)		2540000,00[0,000]
Teste de autocorrelação dos resíduos			Teste de autocorrelação dos resíduos		
AR(1)		-3,01[0,003]	AR(1)		-2,67[0,008]
AR(2)		1,73[0,084]	AR(2)		-1,62[0,106]
Teste de sobreidentificação dos instrumentos			Teste de sobreidentificação dos instrumentos		
Teste Hansen: χ^2 (7)		15,19[1,000]	Teste Hansen: χ^2 (7)		12,25[1,000]
Teste de Hansen para exogeneidade dos subconjuntos de instrumentos			Teste de Hansen para exogeneidade dos subconjuntos de instrumentos		
Excluindo o grupo [†] : χ^2 (94)		16,05[1,000]	Excluindo o grupo [†] : χ^2 (94)		10,55[1,000]
Diferença [†] : χ^2 (4)		-0,86[1,000]	Diferença [†] : χ^2 (4)		1,69[0,792]
Excluindo o grupo ^{##} : χ^2 (80)		15,19[1,000]	Excluindo o grupo ^{##} : χ^2 (80)		11,54[1,000]
Diferença ^{##} : χ^2 (18)		0,00[1,000]	Diferença ^{##} : χ^2 (18)		0,71[1,000]

Elaboração dos autores com base no *software* Stata.

Obs.: 1. [†] Teste para as variáveis estritamente exógenas e ^{##} teste para as variáveis endógenas.

2. * e ** denotam significância no nível de 1% e 5%, respectivamente.

Antes de apresentar os resultados, destaca-se que, para obter estimações consistentes, é necessário que os instrumentos sejam válidos e que os resíduos apresentem um comportamento característico neste tipo de estimação. O teste de autocorrelação serial dos resíduos apresenta como hipótese nula que os resíduos

não são autocorrelacionados. Diante disso, deve-se testar as correlações de primeira e segunda ordens dos resíduos e, para que eles não sejam autocorrelacionados, é necessário rejeitar a hipótese nula do teste AR(1) e não rejeitar H_0 no teste AR(2). Considerando um nível de confiança de 95%, rejeita-se H_0 no teste AR(1) e não se rejeita H_0 no teste AR(2), considerando as duas regressões, concluindo-se, assim, que os resíduos não são autocorrelacionados.

No que diz respeito aos testes de validade dos instrumentos, o primeiro teste realizado é o teste de Hansen de sobreidentificação dos instrumentos. A hipótese nula é que as condições do momento populacional são válidas. Considerando um nível de significância de 5%, não se rejeita H_0 ; logo, as condições de momento são válidas. Finalmente, os testes para exogeneidade dos instrumentos, que apresentam com H_0 que os instrumentos são exógenos, também foram realizados, tanto para as variáveis estritamente exógenas quanto para a variável dependente defasada e para o IED. Para ambos os modelos, não foi possível rejeitar H_0 , sugerindo que os instrumentos são exógenos.

Analisando os resultados dos parâmetros estimados para a variável IED na arquitetura dinâmica, percebe-se que eles se tornaram contrários àqueles estimados por efeitos fixos e aos que a literatura vem sugerindo. Assim, são duas as possíveis fontes para a diferença dos resultados: *i*) a questão da endogeneidade, pode não ter sido tratada; e *ii*) os artigos que estimam o modelo gravitacional em painel estático ignoram um aspecto potencialmente importante do comércio, a dinâmica.

A suposição de que as importações/exportações do período corrente tendem a influenciar as importações/exportações futuras pode ser justificada por vários argumentos. Inicialmente, uma análise gráfica preliminar dessas séries de tempo sugere que as importações/exportações correntes tendem a perpetuar-se e/ou influenciar as importações/exportações futuras; portanto, é possível que a inserção da variável dependente defasada nos respectivos modelos ajude a explicar o comportamento futuro dessas séries. Outro argumento utilizado é a existência de certa rigidez nas importações e exportações no curto prazo, devido à existência de contratos comerciais de médio/longo prazo. Além disso, podem existir, em determinados setores, barreiras à entrada e à saída, devido a *sunk costs*.²² Em razão desses aspectos, adotou-se a hipótese de que o volume de comércio passado pode afetar o comércio atual. Ignorar essas fontes pode levar a parâmetros inconsistentes, principalmente a hipótese de exogeneidade estrita dos regressores, como é o caso do modelo estimado por efeitos fixos.

22. Como exemplo, considere uma empresa doméstica que exporta um grande volume de produtos a um país parceiro. Essa empresa exportadora pode necessitar de centros de distribuição e serviços no país parceiro. Pensando nisso, a empresa exportadora decide investir em depósitos e meios de transporte no país parceiro, o que acaba gerando barreiras à entrada e à saída devido a esses *sunk costs*.

Os resultados encontrados para a variável dependente defasada corroboram os argumentos acima e justificam a estimação do modelo gravitacional de forma dinâmica, visto que tanto para as importações quanto para exportações os coeficientes foram positivos e significativos a um nível de confiança de 99%.

No que diz respeito à variável de interesse e comparando a estimação de efeitos fixos, o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passa a ter um efeito negativo em relação ao período $t-1$, revelando, assim, que o IED e as importações são substitutos para o período examinado. No entanto, e também ao contrário do observado na estimação por efeitos fixos, o IED passa a estimular as exportações no período contemporâneo, mas apresenta um efeito negativo em primeira defasagem.

Em relação à literatura internacional, Anwar e Nguyen (2011) estimam que o estoque de IED *inward*, caso se eleve em 1%, resultaria em um aumento das importações de 0,23%, no caso do Vietnã. Em sua análise, Hejazi e Safarian (2001) constatam que o coeficiente do estoque *inward* de investimento direto nos Estados Unidos é positivo e significativo (0,139), associando a entrada desse tipo de investimento ao aumento das importações. Ainda direcionado para os Estados Unidos e os estoques de IED, Clausing (2000) analisa a relação entre vendas líquidas de subsidiárias estrangeiras e importações, e mostra, por meio de dados em painel com efeitos fixos, que 1% de aumento na entrada de IED levaria a um acréscimo de 0,07% nas importações norte-americanas.

Finalmente, os resultados encontrados neste trabalho também se opõem aos encontrados por Castilho e Zignago (2002), que estimaram o impacto dos influxos do IED nas importações e exportações brasileiras e argentinas. Para o Brasil, as autoras estimaram um coeficiente positivo (0,05) para as importações, e negativo (-0,01) para as exportações, concluindo que os influxos de investimento fomentam as importações, mas substituem as exportações. Assim, este estudo aponta para a direção oposta e sugere que se deve ter cuidado com o problema de endogeneidade, visto que os resultados mudaram completamente quando o problema é tratado, e que o comércio e o IED têm uma dinâmica que não deve ser ignorada.

Além disso, a diferença entre os resultados aqui encontrados e a literatura brasileira sobre o tema pode estar relacionada ao perfil do IED que ingressou no país no período mais recente. No período de 1995 a 2000, Fernandes e Campos (2008) distinguiram os setores nacionais que receberam IED em quatro grupos: *i) resource seeking*; *ii) market seeking*; *iii) market seeking* com forte orientação externa; e, por fim, *iv) market seeking* com forte orientação interna. Resumidamente, o estudo conclui que os setores com maior capacidade de exportar e maior volume de comércio, notadamente *i) e iii)*, são aqueles que menos estavam recebendo investimentos externos durante o espaço de tempo observado. Contudo, de acordo

com dados do Censo de capitais estrangeiros no país, percebe-se a recuperação da atração de IED nos setores classificados por Fernandes e Campos (2008) como aqueles com maior capacidade exportadora. Especificamente, o Censo de 2012 aponta que o estoque de IED no Brasil perfaz 12% do total investido nos setores de agricultura, pecuária e extrativa mineral, contra 2% de investimentos realizados até o ano de 2000. Ademais, em 2012, do total do estoque, a indústria havia recebido 43%, ao passo que, em 2000, esse valor era de 34%.

Portanto, observa-se que, após os anos 2000, setores com maior capacidade exportadora e maior volume de comércio passaram a receber mais investimentos estrangeiros, com destaque para os setores de alimentos e bebidas, extração de petróleo e gás natural, extração de minerais, veículos automotores e metalurgia. Dessa forma, pode-se justificar os resultados distintos daqueles encontrados em trabalhos anteriores pelo aumento da importância dessas atividades, citadas acima, na composição do total de estoque recebido pelo Brasil ao longo do século XXI.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O comércio internacional e o IED comumente são vistos como atividades substitutas por diversos agentes da economia. De fato, algumas teorias propõem que, ao optarem por produzir no exterior, as firmas naturalmente deixariam de exportar certo bem, o que acarretaria efeitos negativos para a economia doméstica, como queda na produção, no emprego e piora no saldo das transações correntes. Entretanto, conforme demonstrado neste estudo, de 2001 a 2012, o comércio internacional mundial vem crescendo a taxas médias anuais de dois dígitos, e os influxos de IED também crescem a taxas elevadas (acima do PIB mundial). O objetivo geral deste artigo foi avaliar, empiricamente, o impacto do investimento direto no comércio internacional brasileiro. Para tanto, foram construídos dois modelos gravitacionais, usando exportações e importações bilaterais como variáveis dependentes, e, além das variáveis explicativas tradicionais, os influxos de IED foram adicionados para determinar se a relação entre IED é complementar ou substituta.

Inicialmente, foram estimados modelos gravitacionais de efeitos fixos para determinar as exportações bilaterais e as importações bilaterais. Contudo, para validade desses resultados é necessário que os regressores sejam estritamente exógenos. Os resultados encontrados sugerem que as estimações feitas por meio de efeitos fixos são inconsistentes, uma vez que em ambas as equações a hipótese nula de exogeneidade foi fortemente rejeitada. Diante disso, faz-se necessário estimar um novo modelo, no qual foi inserida a variável dependente defasada em ambas as equações, constituindo-se, assim, um modelo gravitacional dinâmico. Os resultados mostraram que o IED deixa de ter impacto contemporâneo positivo sobre as importações e passaria a ter um efeito negativo em relação ao período $t-1$,

ou seja, eles seriam substitutos para o período examinado. No entanto, e também ao contrário do observado na estimação por efeitos fixos, o IED passa a estimular as exportações no período contemporâneo, sendo complementares, mas apresentam um efeito negativo em primeira defasagem.

Os resultados encontrados nesse estudo contrariam resultados de vários trabalhos, que encontraram uma relação positiva entre IED e importações. Tal diferença pode ser atribuída ao espaço temporal empregado nas análises, pois, em um período mais recente, nota-se maior relevância das somas investidas em atividades com características mais exportadoras e que apresentam volume de comércio superior do que aquelas atividades do setor de serviços, comumente voltadas ao mercado interno brasileiro. Além disso, o uso do modelo gravitacional dinâmico sugere que se deve ter cuidado com o problema de endogeneidade observado em painéis estáticos, visto que os resultados mudaram completamente quando o problema é tratado, e que o comércio e o IED têm uma dinâmica que não deve ser ignorada.

Para futuros estudos, seria interessante analisar a influência da entrada de IED de forma mais desagregada e, preferencialmente, somente para os setores da indústria, que é a atividade que produz os bens comercializáveis, capturados nas estatísticas de fluxos de comércio bilateral. Desse modo, seria possível identificar em quais setores o investimento está sendo complementar ou substituto ao comércio internacional e propiciar um estudo que possa guiar futuras estratégias para maior inserção do Brasil nas cadeias globais de valor.

REFERÊNCIAS

- AMAL, M.; SEABRA, F. Determinantes do investimento direto externo (IDE) na América Latina: uma perspectiva institucional. **Economia**, Brasília, v. 8, n. 2, p. 231-247, maio/ago. 2007.
- AMITI, M.; WAKELIN, K. Investment liberalization and international trade. **Journal of International Economics**, v. 61, p. 101-126, Oct. 2003.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Estimation of dynamic models with error components. **Journal of the American Statistical Association**, v. 76, n. 375, p. 598-606, Sept. 1981.
- ANWAR, S.; NGUYEN, L. P. Foreign direct investment and trade: the case of Vietnam. **Research in International Business and Finance**, v. 20, n. 2, p. 39-52, Apr. 2011.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

BALDWIN, R. E.; MARTIN, P. **Two waves of globalization: superficial similarities, fundamental differences.** Cambridge: NBER, 1999. (NBER Working Paper Series, n. 6905).

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data.** 4th ed. New York: John Wiley and Sons, 2008.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, Nov. 1998.

BRAINARD, L. S. **A simple theory of multinational corporations and trade with a trade-off between proximity and concentration.** Cambridge: NBER, 1993. (NBER Working Paper Series, n. 4269).

_____. An empirical assessment of the proximity-concentration trade-off between multinational sales and trade. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 87, n. 4, p. 520-544, Sept. 1997.

BUN, M. J. G.; KLAASSEN, F. J. G. M. **The importance of dynamics in panel gravity models of trade.** The Netherlands: Universiteit van Amsterdam, 2002. (Discussion Paper, n. 2002/18).

CALVET, A. L. A synthesis of foreign direct investment theories and theories of the multinational firm. **Journal of International Business Studies**, v. 12, n. 1, p. 43-59, 1981.

CAPORALE, G. M. *et al.* **Trade specialization and economic convergence: evidence from two Eastern European countries.** Berlin: DIW Berlin, 2009. (DIW Berlin Discussion Paper, n. 875).

CASTILHO, M.; ZIGNAGO, S. **FDI, trade and integration in Mercosur.** Munich: MPRA, Nov. 2002. (MPRA n. 43886).

CHENG, H.; WALL, H. J. **Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration.** St. Louis: Federal Reserve Bank of St. Louis, 2004. (Working Paper, n. 1999-010).

CLAUSING, K. A. Does multinational activity displace trade? **Economic Inquiry**, Malden, v. 38, n. 2, p. 190-205, Apr. 2000.

DUNNING, J. H. Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach. **Review of World Economic**, v. 117, n. 1, p. 30-64, 1981.

_____. The eclectic paradigm of international production: a restatement and some possible extensions. **Journal of International Business Studies**, v. 19, n. 1, p. 1-31, 1988.

_____. The eclectic paradigm as an envelope for economic and business theories of MNE activity. **International Business Review**, v. 9, n. 2, p. 163-190, 2000.

FERNANDES, E. A.; CAMPOS, A. C. Investimento direto estrangeiro e o desempenho das exportações brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 3, p. 490-509, jul.-set./2008.

FONTAGNÉ, L. **Foreign direct investment and international trade: complements or substitutes?** Paris: OECD, 1999. (OECD Science, Technology and Industry Working Papers, n. 1999/3).

FRANKEL, F. **Regional Trading in the World Economic System**. Washington: Institute for International Economics, 1997.

GAO, S. **The Predictive Capacity of the Gravity Model of Trade on Foreign Direct Investment**. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia da Universidade de Uppsala, Uppsala, 2009.

GÖRG, H.; GREENAWAY, D. Much ado about nothing? Do domestic firms really benefit from foreign direct investment? **The World Bank Research Observer**, v. 19, n. 2, p. 171-197, 2004.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 6th ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

HEJAZI, W.; SAFARIAN, A. E. The complementarity between U.S. foreign direct investment stock and trade. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, v. 29, n. 4, p. 420-437, Dec. 2001.

HELPMAN, E.; MELITZ, M.; RUBINSTEIN, Y. Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 123, n. 2, p. 441-487, 2008.

HELPMAN, E.; MELITZ, M.; YEAPLE, S. R. **Export versus FDI**. Cambridge: NBER, 2003. (NBER Working Paper Series, n. 9439).

HENDRY, D. F. **Dynamic econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Coordinated Direct Investment Survey (CDIS)**. Washington: IMF, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/43Goa2>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

LÉLIS, M. T. C. **O Movimento Recente do Investimento Espanhol na América Latina: condicionantes macroeconômicos**. 2010. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010.

MARKUSEN, J. **Trade versus Investment Liberalization**. Cambridge: NBER, 1997. (NBER Working Paper Series, n. 6231).

MARKUSEN, J. *et al.* **A unified treatment of horizontal direct investment, vertical direct investment, and the pattern of trade in goods and services**. Cambridge: NBER, 1996. (NBER Working Paper Series, n. 5696).

NONNENBERG, M. J. B.; MENDONÇA, M. J. C. **Determinantes dos investimentos diretos externos em países em desenvolvimento**. Brasília: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 1016).

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

RODRIGUES, L.; NEVES, M. C. R.; MATTOS, L. B. Relações entre crescimento econômico, exportações e investimento direto estrangeiro no Brasil. **Análise Econômica**, Porto Alegre, ano 30, n. 58, p. 149-166, set. 2012.

RODRIK, D. **The globalization paradox: democracy and the future of the world economy**. New York: W.W. Norton & Company Inc., 2011.

SCHERER, A. L. F. A globalização do capital e a lógica da localização da empresa multinacional contemporânea. *In*: SCHERER, A. L. F. *et al.* (Orgs.). **RS no Cenário Mundial**. 1. ed. Porto Alegre: FEE, 2014. p. 9-32.

SILVA, J. M. C. S.; TENREYO, S. The log of gravity. **Review of Economics and Statistics**, v. 4, n. 88, p. 641-658, 2006.

SINGH, H.; JUN, K. W. **Some New Evidence on Determinants of Foreign Direct Investment in Developing Countries**. Washington: World Bank, 1995. (World Bank Policy Research Working Paper, n. 1531).

UNCTAD – UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. **Home**. Geneva: UNCTAD, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/t2dapu>>. Acesso em: 14 jun. 2014.

_____. **World Investment Report 2013**. New York; Geneva: UNCTAD, 2013.

VERNON, R. International Investment and International Trade in the Product Cycle. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 80, n. 2, p. 190-207, May 1966.

WINDMEIJER, F. A finite sample correction for the variance of linear efficient twostep GMM estimators. **Journal of Econometrics**, v. 126, n. 1, p. 25-51, 2005.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. 2nd ed. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 2010.

WTO – WORLD TRADE ORGANIZATION. **Trade and foreign direct investment**. Switzerland: WTO, 2012. Disponível em: <<https://goo.gl/rkPn2M>>. Acesso em: 9 jun. 2014.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Censo de Capitais Estrangeiros**. Brasília: BCB, [s.d]a. Disponível em: <<https://goo.gl/Atjv7c>>. Acesso em: 14 jun. 2014.

_____. **Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Brasília: BCB, [s.d]b. Disponível em: <<https://goo.gl/1o9hG1>>. Acesso em: 12 jun. 2014.

CEPII – CENTRE D’ETUDES PROSPECTIVES ET D’INFORMATIONS INTERNATIONALES. **Home**. [s.l.]: [s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/DqZQFT>>. Acesso em: 23 jul. 2014.

WORLD BANK. **Indicators Economy & Growth**. Washington: World Bank, [s.d.]. Disponível em: <<https://goo.gl/gwQiXx>>. Acesso em: 15 jun. 2014.

APÊNDICE

TABELA A.1
Resultados das estimações para importações e exportações bilaterais

Variável independente	Equações efeitos fixos		Equações efeitos aleatórios	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	84,372** (30,429)	-53,70 (42,891)	65,134* (21,702)	-59,889 (38,350)
Log PIB _{it}	0,923* (0,121)	0,126 (0,178)	0,922* (0,106)	0,145 (0,171)
Log PIB _{jt}	0,560*** (0,323)	1,054* (0,201)	0,478*** (0,251)	0,937* (0,178)
Log Pop _{it}	-3,342** (1,552)	3,318 (2,370)	-4,383* (1,231)	3,187 (2,160)
Log Pop _{jt}	-2,356 (1,998)	-1,185 (1,810)	0,195 (0,158)	-0,092 (0,136)
Log Dist _{it}	- -	- -	-0,344 (0,347)	-0,852** (0,426)
Log IED _{jt}	0,053* (0,014)	0,019 (0,016)	0,042** (0,016)	0,0149 (0,345)
Dummy Mercosul	- -	- -	1,159 (0,754)	1,002 (1,024)
R ² ajustado	0,853	0,837	0,844	0,834
Teste de Wald X ²	-	-	304,78	1.793,38
Teste F (5,19)	59,82	63,69	-	-
Número de observações	216	216	216	216
Teste de Hausman (importações)	X ² (3) 12,17	p-valor 0,0068	- -	- -
Teste de Hausman (exportações)	X ² (5) 31,29	p-valor 0,0000	- -	- -

Elaboração dos autores com base no *software* Stata.

Obs.: 1. Os valores entre parêntesis são os erros-padrão das estimativas.

2. *, ** e *** denotam significância no nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.