

**Instituto de Ensino e Pesquisa
Programa de Mestrado Profissional em Economia**

MIRELLA MIRANDOLA SAMPAIO

**DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO NO BRASIL:
UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VAR COM DADOS EM PAINEL**

SÃO PAULO - SP
2018

MIRELLA MIRANDOLA SAMPAIO

**DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO NO BRASIL:
UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VAR COM DADOS EM PAINEL**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia, Finanças Internacionais.

Orientador: Prof. Dr. Diogo Abry Guillén

SÃO PAULO - SP
2018

Ficha Catalográfica

SAMPAIO, Mirella Mirandola.

Determinantes do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil: Uma Aplicação da metodologia VAR com dados em painel. / Mirella Mirandola Sampaio. – São Paulo, 2018.

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa, 2018.

Área de concentração: Finanças Internacionais.

Orientador: Prof. Dr. Diogo Abry Guillén

MIRELLA MIRANDOLA SAMPAIO

**DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO NO BRASIL:
UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA VAR COM DADOS EM PAINEL**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Dr. Diogo Abry Guillen

Data de Aprovação: ____/____/____

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Diogo Abry Guillén

Itaú Unibanco

Prof. Felipe Tâmega Fernandes

Itaú Unibanco

Prof. Gino Abraham Olivares Leandro

Insper

AGRADECIMENTOS

Ao meu professor, orientador e colega Diogo Guillén, por ter aceitado me guiar nesta jornada, me dando todo o apoio e a inspiração necessários para terminar este e outros trabalhos. Muito obrigada por tudo.

A Felipe Tâmega, que me inspira a ser uma economista e uma pessoa melhor. Palavras não são suficientes para retribuir a confiança que você depositou em mim ao longo dos últimos anos.

Aos amigos do trabalho, do mestrado e da vida que estiveram ao meu lado nos últimos dois anos. Paula, Tamires e Joana. Guilherme, Leonardo, Felipe, Bruno e Flávia. Vanessa, Caroline, Daniela e Gustavo. Vocês estiveram presentes para celebrar comigo cada passo do caminho, e mostraram compreensão ao relevar as minhas ausências. Obrigada.

Por fim, mas não menos importante, um agradecimento especial a minha família, a quem eu dedico este trabalho. Ao meu companheiro, Rafael Lucena, pela história que começou a construir comigo ainda na faculdade e pelo entusiasmo que demonstra para os capítulos que ainda estão por vir. E aos meus pais, Carla Mirandola e Marcelo Sampaio, por todo o carinho e por sempre terem acreditado em mim. Todas as minhas conquistas, das mais simples até as mais complexas, só foram possíveis graças aos esforços e ao apoio de vocês.

ABSTRACT

Foreign direct investment represents one of the main sources of capital flows to emerging countries, not least of them Brazil. In spite of all the efforts, which included the use of different theories, methodologies and sources of data across decades, many questions related to the determinants of the said flows remain unanswered. Regarding the specific Brazilian case, the present study intends to answer whether domestic or external cyclical factors are relevant to both foreign direct investment inflows and outflows, using a panel VAR and time series for the period between 2001 and 2017. In line with the literature on FDI flows to emerging markets and to the Brazilian economy, the results suggest that: 1) both local and external factors help explain FDI flows to Brazil; 2) the effects of each explanatory variable can be different, both in magnitude and persistence, depending on the type of flow (inflows, outflows or net results); and, finally, (3) a significant part of the variance of flows is related to their own lags, suggesting that other structural aspects have an influence on foreign direct investment.

Keywords: Foreign Direct Investment. Panel VAR.

RESUMO

O Investimento Estrangeiro Direto (IED) é um dos principais fluxos de capital para financiamento de países emergentes. Apesar do uso de diferentes metodologias, amostras e especificações para identificar como os aspectos institucionais e econômicos influenciam tais fluxos, as lacunas na compreensão sobre este tema persistem. Visando contribuir para esta literatura, este trabalho utiliza uma metodologia de *panel VAR* para identificar como variáveis cíclicas, domésticas e externas, influenciaram o fluxo de IED no Brasil entre os anos de 2001 e 2017. Os resultados obtidos estão em linha com a literatura dedicada tanto aos países emergentes quanto ao caso brasileiro: tanto aspectos locais quanto externos ajudam a explicar o fluxo, embora seus efeitos sejam distintos em intensidade e persistência a depender do movimento em questão (ingresso, regresso ou resultado líquido). Por fim, a maior parte da variância observada no IED pode ser explicada por defasagens do próprio fluxo, o que evidencia a importância de se incorporar também fatores estruturais e institucionais ao se modelar movimentos de acumulação de poupança externa

Palavras-chave: Investimento estrangeiro direto. *Panel VAR*.

SUMÁRIO

| | |
|--|----|
| LISTA DE TABELAS | 8 |
| LISTA DE GRÁFICOS | 9 |
| 1. INTRODUÇÃO | 10 |
| 2. DETERMINANTES DO INVESTIMENTO DIRETO | 12 |
| 3. METODOLOGIA E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS | 14 |
| Definição das variáveis..... | 16 |
| 4. ANÁLISE DE RESULTADOS | 18 |
| 5. CONCLUSÕES | 28 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 30 |
| ANEXO I | 34 |
| ANEXO II – ANÁLISE DE ROBUSTEZ | 47 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|--|----|
| Tabela 1 – Resultados Estimação pVAR – Fluxos líquido e desagregados de IED | 20 |
| Tabela 2 – Resultados pVAR: Decomposição da Variância dos Erros dos Modelos (2) | 22 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | |
|---|----|
| Gráfico 1 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 1)..... | 25 |
| Gráfico 2 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 2)..... | 26 |
| Gráfico 3 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 3)..... | 26 |
| Gráfico 4 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 4)..... | 27 |

1. INTRODUÇÃO

A literatura dedicada aos fluxos de capital avançou ao longo das últimas décadas, identificando a existência de heterogeneidade entre as suas características e os seus determinantes a depender do país que recebe os recursos e do período de análise. Entre estes, o caso do investimento estrangeiro direto (IED)¹ surge como um desafio particularmente interessante na medida em que a sua importância cresceu com o passar do tempo, sem que um modelo robusto e amplamente aceito sobre as suas motivações e consequências fosse desenvolvido².

A falta de compreensão sobre os determinantes deste tipo de fluxo de capital também é um desafio quando pensamos no caso brasileiro, um país que tem nos recursos externos e, em especial, no IED, uma relevante fonte de financiamento³. Segundo o World Investment Report (UNCTAD, 2018), os fluxos de ingresso de IED saltaram de uma média de aproximadamente US\$ 22 bilhões no período pré-crise (2005 a 2007) para uma média superior a US\$ 60 bilhões entre 2015 e 2017. Tais fluxos são equivalentes a uma parte significativa da formação bruta de capital fixo no Brasil, respondendo por mais de 10% do investimento realizado no país durante as últimas décadas e tendo mantido patamares superiores a 17% mesmo diante de uma crise financeira⁴. Dados disponibilizados através do Censo de Capitais Estrangeiros, indicam que as consequências destes fluxos são distintas a depender da região ou do setor analisado, mas estão presentes ainda que indiretamente para diversos brasileiros⁵.

¹ Segundo a OECD (2008), o investimento estrangeiro direto é caracterizado por ter como fim a obtenção de um grau relevante de influência no processo decisório de uma companhia por parte de não-residentes. Em teoria, o controle parcial ou total de ações de uma empresa envolveria considerações de longo prazo, pois tais investimentos tendem a apresentar baixa liquidez frente à outras modalidades, tais como o investimento em carteira/portfólio.

² Blonigen e Piger (2014).

Cabe ressaltar que este nem sempre foi o caso. Assim como visto em outras economias emergentes, o país iniciou um importante processo de reformas estruturais e de liberalização da conta capital a partir da década de 1980, com uma consolidação definitiva deste processo ganhando contornos mais claros na década de 1990 (Araújo e Bernadelli, 2009). Após a consolidação de reformas estruturais importantes, notou-se um aumento relevante dos fluxos para o país e, sobretudo, uma mudança na composição destes fluxos: cresceu a importância dos fluxos de investimento direto em detrimento dos fluxos associados a empréstimos bancários ou de investimentos em portfólio (Minella e Goldfajn, 2005).⁴ Para além da importância em termos de fluxo, os dados também apontam para um estoque relevante: os recursos detidos por empresas estrangeiras nesta modalidade são equivalentes a mais de 30% do PIB doméstico UNCTAD (2018).

⁴ Para além da importância em termos de fluxo, os dados também apontam para um estoque relevante: os recursos detidos por empresas estrangeiras nesta modalidade são equivalentes a mais de 30% do PIB doméstico UNCTAD (2018).

⁵ De acordo com o BCB (2018), os empregos diretos gerados por empresas classificadas como receptoras de investimento direto em portfólio alcançaram quase 3,5 milhões de postos em 2015. Segundo o Censo, cerca de 67% destes estavam concentrados nos quatro estados da região sudeste, com forte concentração no estado de São Paulo (46,1%).

Apesar da importância de tais fluxos para o Brasil, existe uma lacuna no entendimento de seus determinantes, com autores por vezes encontrando a preponderância de fatores domésticos ou por vezes de fatores externos a depender do método ou da amostra utilizada. Visando contribuir para o entendimento sobre tais fluxos, o presente estudo tem como objetivo avaliar como fatores cíclicos afetaram a atração e a retenção de recursos para o país a partir de modelos VAR com dados em painel. Com a análise das séries desagregadas por país, pretende-se explicitar quais são os determinantes dos fluxos em um contexto onde os mesmos são travados entre o Brasil e países com características e ciclos econômicos diferentes.

A contribuição do presente trabalho é, portanto, associada a dois principais aspectos. Em primeiro lugar, destaca-se o uso de um método distinto daqueles utilizados por estudos prévios para a identificação dos determinantes dos fluxos líquidos e brutos de investimento direto – seja para o Brasil ou para outras economias. Em segundo lugar, temos como inovação o uso de uma base de dados mais extensa do que a observada em outros estudos que se dedicam aos fluxos de IED para o Brasil desde a migração para o regime de câmbio flutuante (1999), evidenciando o comportamento dos mesmos entre 2001 e 2017. Busca-se, portanto, compreender se a análise dos fluxos de investimento estrangeiro direto desagregados à luz de uma base de dados e de uma metodologia distintas alteram as conclusões encontradas por outros autores.

Em muitos aspectos, os resultados apresentados à frente confirmam as hipóteses defendidas por vários autores, mostrando que tanto fatores domésticos quanto externos ajudam a explicar os fluxos de IED - aqui entendidos como o ingresso, o regresso e o resultado líquido dos mesmos. Os coeficientes revelam-se sensíveis à especificação do modelo, perdendo ou ganhando significância estatística, e apresentando diferentes magnitudes a depender do modelo analisado. Tanto para os ingressos quanto para os regressos, as estimações indicam forte sensibilidade do fluxo de investimento à taxa de juros brasileira, enquanto os coeficientes associados ao nível de atividade apresentam coeficientes distintos dependendo do tipo de fluxo. De uma maneira geral, a decomposição da variância dos erros aponta para a preponderância dos próprios fluxos passados – um resultado que pode ser interpretado como indicação da existência de efeitos de aglomeração para o investimento direto, ou como um sinal de que outros fatores não incluídos no presente estudo sejam relevantes para a modelagem de tais fluxos. Por fim, a análise das funções impulso resposta aponta para uma maior persistência e importância dos choques relacionados à taxa de juros ou de câmbio efetivo brasileiras.

O restante do trabalho está organizado da seguinte forma: o capítulo seguinte aborda a revisão da literatura sobre os determinantes dos fluxos de capital e, sobretudo, da modalidade de investimento estrangeiro direto. O terceiro capítulo discorre sobre a metodologia e os dados utilizados nos modelos pVAR, enquanto o quarto capítulo traz a análise de resultados, incluindo a estimação dos coeficientes, a decomposição da variância e o comportamento das funções impulso resposta. Por fim, o quinto capítulo é dedicado à conclusão do trabalho.

2. DETERMINANTES DO INVESTIMENTO DIRETO

Segundo Tchorek, Brzozowski e Śliwiński (2017), existem algumas grandes vertentes na literatura que descrevem a mobilidade internacional de capitais e os fatores que determinam tais fluxos de forma sistemática. Estes estão associados à teoria neoclássica, ao modelo de precificação de ativos financeiros (CAPM) e, por fim, às teorias dedicadas aos fluxos de investimento estrangeiro direto, objeto específico do presente estudo. Essa vertente, por sua vez, envolve uma literatura abrangente e ainda em desenvolvimento, que perpassa tanto os aspectos inerentes ao processo de decisão interno das firmas e ao seu processo de internacionalização, quanto aspectos macroeconômicos e institucionais.

No caso da literatura dedicada aos fluxos de IED, o ponto de partida dos estudos costuma remeter à decisão das empresas, pois é o conjunto das decisões individuais das mesmas que forma os fluxos de ingressos e regressos de IED. Desta forma, é comum encontrar nos estudos dedicados ao tema referências ao efeito das falhas de mercado, dos custos de transação e das vantagens competitivas. Nesse espírito, destacam-se os trabalhos produzidos a partir da década de 1970 por Stephen H. Hymer e John H. Dunning. Outro ramo da literatura que rendeu muito debate no mesmo período foi aquele dedicado aos chamados “modelos gravitacionais”. Os primeiros estudos nesse sentido foram desenvolvidos por Tinbergen (1962) e Linnermann (1966) a partir de evidências empíricas, sofrendo críticas bastante contundentes pela falta de um arcabouço teórico mais robusto⁶.

Uma vertente específica, que deu origem a um ramo particularmente prolífico da literatura, busca explicar os determinantes dos fluxos de capital levando em consideração a combinação de fatores comuns, inerentes ao contexto global no qual as decisões de alocação

⁶ Segundo Weeks (2014), esforços no sentido de reconciliar as evidências com um arcabouço teórico robusto foram marcados pelos estudos de Anderson (1979), Bergstrand (1985, 1989) e Deardoff (1995). Um exemplo mais recente de estudo que busca reconciliar os aspectos teóricos e as evidências empíricas no espírito dos modelos gravitacionais é o trabalho desenvolvido por Anderson e Van Wincoop (2003).

são tomadas, e de fatores idiossincráticos das economias que recebem os fluxos em si⁷. Alguns dos principais marcos desta nova ramificação foram os estudos desenvolvidos por Calvo, Leiderman e Reinhart (1996), Fernandez-Aria (1996) e Taylor e Sarno (1997), que partem da premissa de que existem características que afetam os fluxos de capital de uma maneira geral (fatores *push*) e outros que impulsionam tais fluxos com direção a determinados países (fatores *pull*)⁸.

Além dos esforços para o desenvolvimento de modelos teóricos, a vertente da literatura dedicada aos fluxos de investimento direto tem como destaque o grande número de trabalhos empíricos. Conforme indicado por Blonigen e Piger (2014), tais estudos apresentam diferenças substanciais entre as suas especificações, sem que haja um acordo sobre as variáveis relevantes para o IED. Enquanto alguns autores utilizam dados trimestrais, outros se debruçam sobre dados anuais ou analisam o tema em um momento específico no tempo, buscando extrair conclusões a partir de uma amostra ampla de países. Em respeito aos métodos empregues, destacam-se o uso de dados em painel, regressões multivariadas, modelos de vetor autoregressivo e correção de erros vetorial (VAR e VEC). Apesar das diferenças entre os métodos e amostras, é possível notar que alguns pontos aparecem com alguma frequência nos estudos, a exemplo da conclusão que o IED é influenciado não só por aspectos locais, econômicos e institucionais do país que recebe os investimentos, mas também pelas condições econômicas globais.

Entre as variáveis econômicas citadas na literatura, é comum encontrar o nível de atividade e outras medidas que podem ser entendidas como *proxy* do tamanho do mercado local, conforme visto em Lane e Milesi-Ferreti (2001), Amal e Seabra (2007), Tille e Milesi-Ferreti (2010), Weeks (2014) e outros. Partindo do pressuposto de que as empresas tomam as suas decisões levando em consideração o acesso e o custo do crédito, diferentes autores incluem entre as variáveis explicativas as taxas de juros e o estoque de crédito nas economias envolvidas nos fluxos, uma linha explorada por Lima (2005), Blonigen (2014) e Pederiva (2015). Ademais, assim como proposto por Mattos, Cassuce e Campos (2007), existem estudos que incluem entre

⁷ Uma revisão abrangente da literatura recente sobre os fluxos para países emergentes pode ser encontrada em Koepke (2015). Conforme é possível notar na Tabela I (Anexo I), baseada no artigo deste autor, ainda persistem as dúvidas sobre os principais drivers dos fluxos capitais para tais economias, especialmente para o caso do Investimento Estrangeiro Direto (IED).

⁸ No Anexo I é possível encontrar nas Tabelas I e II alguns destaques da literatura teórica e empírica dedicada ao tema do IED, incluindo trabalhos baseados em tendências gerais ou em casos específicos – países emergentes, ou o próprio caso brasileiro.

as variáveis explicativas o comportamento das taxas de câmbio¹⁰. Além destas variáveis, Flach (2006) afirma que entre os fatores que impulsionariam o investimento direto também podem ser incluídos a dotação de recursos naturais e humanos, a infraestrutura, a estabilidade econômica, os arranjos de comércio preferencial e os incentivos fiscais ou tributários.

Cabe notar que estas e outras conclusões foram extraídas a partir da análise dos dados à luz de diferentes metodologias, incluindo regressões multivariadas, regressões em painel e modelos Vetor Autoregressivo (VAR). Tendo em vista o uso recorrente de dados em painel, fica claro que a literatura tem evoluído no sentido de reconhecer que possa existir alguma informação relevante no *cross section*. Por outro lado, o uso de modelos VAR de forma recorrente também indica que os aspectos dinâmicos sejam interessantes do ponto de vista analítico. É notável, no entanto, a ausência do uso de modelos que permitam a análise dinâmica de dados em painel tanto para o caso internacional como para o brasileiro. Buscando preencher esta lacuna, o presente estudo avalia se e como os fatores econômicos cíclicos supracitados afetam o IED para o Brasil, valendo-se para tanto de um método econométrico ainda não utilizado com este intuito e de uma base de dados abrangente.

3. METODOLOGIA E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Visando contribuir para o debate sobre os determinantes do fluxo de investimento direto, optamos por empregar uma estratégia de identificação empírica a partir um modelo Vetor Autoregressivo com dados em painel (Panel VAR ou pVAR)¹¹. O intuito do emprego deste tipo de modelo é duplo: ao mesmo tempo em que busca-se avaliar o tema à luz de uma nova metodologia, pretende-se testar se os resultados encontrados a partir desta sancionam as conclusões encontradas em outros estudos.

¹⁰ A inclusão da taxa de câmbio remete tanto às vantagens comparativas em termos de custo para investimentos com o intuito de se estabelecer uma plataforma de exportação, quanto ao valor associado aos investimentos do ponto de vista externo (o *valuation* das empresas).

¹¹ A primeira aplicação deste método foi apresentada por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) com o intuito de analisar as relações dinâmicas entre os salários e as horas trabalhadas em duas amostras, tendo sido utilizada com diferentes intuítos desde então. Ao contrário de outros métodos econométricos, cujas especificações já costumam ser parte dos pacotes e *softwares* econométricos tais como *Eviews* e *Stata*, o Panel VAR exige o uso de pacotes auxiliares. Para os fins deste trabalho, foi utilizado o *software* *Stata* e o programa desenvolvido por Abrigo e Love (2015), disponível no site dos autores. Outras opções convenientes seriam o uso dos módulos *Stata* XTVAR, conforme proposto por Cagala e Glogowsky (2015) em "*XTVAR: Stata module to compute panel vector autoregression*" ou do módulo *pvar2* desenvolvido por Ryan Decker e utilizado por Fort et al. (Working Paper NBER 19134).

Conforme indicado por Canova e Ciccarelli (2013), o pVAR nos permite endereçar questões que estão no centro do debate econômico moderno, pois tal método permite i) capturar relações de interdependência dinâmicas e estáticas; ii) tratar estas relações entre as variáveis sem a imposição de restrições; iii) incorporar variações para os coeficientes ao longo do tempo e para a variância dos choques; e, por fim, iv) refletir heterogeneidades dinâmicas nos dados em painel.

Seguindo a metodologia proposta pelos autores, identificamos que os modelos Panel VAR seguem a mesma estrutura que os modelos VAR, podendo ser interpretados simplesmente como uma versão com dados empilhados do último. Em uma versão generalizada, o VAR para Y_t poderia ser apresentado da seguinte forma:

$$Y_t = A_0(t) + A(\ell)Y_{t-1} + u_t \quad u_t \sim iid(0, \Sigma_u) \quad (1)$$

Onde Y_t representa um vetor de variáveis endógenas, $A(\ell)$ um polinômio do operador defasagem e A_0 os componentes determinísticos relevantes para o sistema em questão. Partindo desta equação, é possível estruturar e derivar modelos que levem em consideração certas imposições, incluir variáveis exógenas ou mesmo incluir constantes e *dummies* com o intuito de capturar efeitos sazonais. Partindo da equação acima, foram desenvolvidos modelos que assumem que o vetor Y_t seja composto por diferentes vetores identificados pelo índice i , uma representação genérica que poderia indicar países, setores, mercados, ou combinações dos mesmos. Nesse caso, o VAR passa a envolver um painel de dados, podendo ser representado pela seguinte equação:

$$y_{it} = A_{0i}(t) + A_i(\ell)Y_{t-1} + u_{it} \text{ onde } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Podemos reescrever a equação (2) de modo a permitir a inclusão de um vetor de variáveis predeterminadas ou exógenas W_t , comum a todas as unidades representadas pelo índice i :

$$y_{it} = A_{0i}(t) + A_i(\ell)Y_{t-1} + F_i(\ell)W_t + u_{it} \text{ onde } i = 1, \dots, N \text{ e } t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Como é possível inferir a partir da equação acima, o modelo Panel VAR assume que as defasagens das variáveis endógenas são consideradas no modelo, um traço comum ao modelo VAR conhecido como “interdependência dinâmica”. Outras características dignas de nota são a possível presença de correlação entre os choques u_{it} (“interdependências estática”), e o fato

de que o intercepto e a variância dos choques possam ser específicos a cada i (heterogeneidade entre as variáveis no *cross section*). Nesse sentido, o modelo Panel VAR revela-se flexível o suficiente para ser utilizado em estudos de diferentes naturezas, aproximando-se de modelos VAR em larga escala por conta da identificação de interdependências estáticas e dinâmicas, porém diferenciando-se na medida em que a existência de dados em painel impõe uma estrutura para a matriz de covariância dos erros.

Por se tratar de uma extensão dos modelos VAR, os resultados encontrados a partir de um Panel VAR são passíveis das mesmas críticas direcionadas aos primeiros. Uma destas críticas diz respeito à própria escolha das variáveis incluídas no sistema, pois a omissão de variáveis ou defasagens relevantes pode levar a resultados inconsistentes ou enviesados. Por todos os motivos elencados na seção anterior, essa é uma preocupação bastante relevante no contexto do presente estudo.

Definição das variáveis

Levando em consideração os fatores citados na literatura, as limitações inerentes às bases de dados disponíveis e as características do modelo pVAR, foi feita a opção pela análise da relação entre indicadores macroeconômicos conjunturais identificados na literatura como determinantes para o investimento direto¹² e os fluxos de investimento direcionados à participação no capital de empresas no Brasil, conforme calculados e disponibilizados pelo Banco Central do Brasil (BCB).

A base original disponibilizada pelo BCB reflete os fluxos de ingresso e de regresso de investimentos diretos no Brasil considerando a distribuição por 39 países identificados como a fonte de recursos imediata – isto é, considerando a origem da remessa, e não qual é o domicílio da empresa controladora final¹³. Tendo em vista o objetivo do presente estudo, serão

¹² A despeito de sua proeminência na literatura, optou-se por não utilizar dados que reflitam aspectos geográficos dos diferentes países, pois estes não possuem as características desejáveis para uma análise dinâmica, caso do pVAR. Em alguma medida, o mesmo pode ser dito para o caso das variáveis que representam aspectos institucionais dos países, tais como os índices calculados pela *Heritage Foundation*, pelo *World Bank* ou pelo *Fraser Institute*, pois estes podem apresentar um grau elevado de inércia ou persistência na medida em que buscam capturar aspectos institucionais.

¹³ A escolha pelo uso de tal conjunto de informações é passível de críticas, em especial por conta da diferença observada entre os fluxos imediatos e os fluxos por controlador. A quebra por esta ótica, no entanto, somente encontra-se disponível no Censo de Capitais Estrangeiros (BCB), realizado para um período significativamente menor do que o utilizado neste estudo (2010 a 2016 *versus* 2001 a 2017). Alternativas que poderiam mitigar esta questão incluem a agregação em países com históricos comuns (exemplo: Europa, ao invés de países europeus) ou a retirada de países que apresentam discrepâncias relevantes entre os fluxos registrados por estas diferentes óticas de forma consistente. Nesse sentido, o Relatório de Investimento Direto 2018 do BCB sugere que os casos mais óbvios seriam os dos Países Baixos e da China. Na ausência de uma base de dados com séries temporais mais

apresentados resultados tanto para o fluxo de investimento direto líquido, quanto para os seus subcomponentes de ingresso e regresso (fluxos brutos). As tabelas e gráficos com a análise descritiva dos fluxos de ingresso, regresso e do fluxo líquido de IED para os 32 países analisados¹⁴, assim como a indicação das variáveis utilizadas nos modelos e as suas fontes estão disponíveis no Anexo I. Para tanto, serão estimados modelos que têm como variável a ser explicada o fluxo de capital estrangeiro anual¹⁵ relacionado a um país i no período t (y_{it}) e, entre as variáveis explicativas, diferentes séries econômicas relacionadas ao país i ou ao Brasil:

$$y_{it} = A_{brasil,t}(\ell)Y_{t-1} + A_{it}(\ell)Y_{t-1} + F_i(\ell)W_t + u_{it}$$

onde $i = 1, \dots, N$ e $t = 2001, \dots, 2019$ (4)

Pelo lado das variáveis explicativas, foi feito um esforço no sentido de incluir aspectos associados às diferentes vertentes da literatura. Todas as especificações contam com a presença de uma *proxy* para o nível de atividade ou crescimento da atividade no país de origem dos recursos e no país de destino – no caso o Brasil. A opção pela inclusão deste conjunto de variáveis guarda relação com as evidências sobre a importância das mesmas para os fluxos de investimento direto no espírito do modelo gravitacional (BLONIGEN e PIGER, 2011). Além destas, foram testadas especificações com a inclusão de séries relacionadas à taxa de juros, à taxa de câmbio, ao estoque de crédito privado, entre outras que, conforme indicado na Seção 2, também são citadas em diferentes estudos como fatores relevantes para os fluxos de IED.

É importante ressaltar que, a priori, não é óbvio quais deveriam ser os sinais associados aos coeficientes para cada uma das variáveis indicadas *vis à vis* os fluxos estrangeiros. De fato

longas, admitimos que modificações na base que buscassem corrigir tais discrepâncias poderiam gerar outras distorções, adicionando maior complexidade à análise sem que fosse. Desta forma, foi feita a opção por usar a base original, com o destaque de suas limitações e indicando possíveis alternativas para o desenvolvimento de estudos à frente.

¹⁴ Levando em consideração o objetivo do estudo e limitações da base de dados, foram desconsiderados os fluxos advindos de países conhecidos como “paraísos fiscais”, tais como Ilhas Cayman, Ilhas Maurício, Bermudas, Bahamas e Ilhas Virgens Britânicas. Além destas, foram excluídos os fluxos consolidados como “outros”, uma vez que sua inclusão levaria a um maior desbalanceamento do painel pela ausência de dados específicos da contraparte dos fluxos (PIB, juros, etc). A amostra utilizada após a retirada dos fluxos associados a estes dois grupos equivale a 32 países, ou cerca de 90% dos fluxos brutos e líquidos, de modo que sua retirada não reduz de forma relevante a importância dos fluxos analisados.

¹⁵ A partir da observação dos fluxos desagregados por país, nota-se uma diferença relevante em termos de magnitude mesmo ao avaliarmos a média para o período supracitado, mas não encontramos evidências claras de uma mudança em termos de concentração da origem dos recursos. Ademais, a correlação entre os diferentes tipos de fluxo apresenta valores entre -0,75 e 0,84, sugerindo que possam existir fatores específicos dignos de avaliação. Além de garantir um maior grau de liberdade para os exercícios empíricos, algo relevante do ponto de vista econométrico, espera-se que os dados desagregados possam trazer a luz particularidades que o resultado geral não permita.

a ausência de um arcabouço teórico robusto torna o desenho de um VAR estrutural, calcado em relações econômicas estáveis, um desafio complexo. Nesse sentido, o grau de dispersão das decisões de investimento empresariais, a ausência de séries de dados para um horizonte de tempo mais dilatado e, por fim, a existência de correlação entre as séries utilizadas justificam a um certo grau de cautela na interpretação dos resultados que serão apresentados a seguir.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

A partir da metodologia supracitada, buscamos identificar as relações entre os fluxos brutos e líquidos de investimento direto (participação em capital) no Brasil. Diante da existência de avaliações distintas acerca do método ideal de especificação, foram feitas estimações a partir das séries de interesse em nível, diferença, log e taxa de crescimento. Tendo em vista a incerteza acerca da real distribuição dos parâmetros, as estimações foram feitas a partir do método generalizado dos momentos (*Generalized Method of Moments - GMM*)¹⁶. A escolha dos *lags*, por sua vez, foi baseada no critério de seleção proposto por Andrews e Lu (2001) e aplicado por Abrigo e Love (2006) no contexto de modelos pVAR.

Os modelos foram estimados com o intuito de explicitar quais fatores foram determinantes para os fluxos de IED no período entre 2001 e 2017, bem como analisar como os mesmos se comportariam na presença de choques nas diferentes variáveis presentes nos modelos. Para tanto, foram feitos esforços na identificação de quais seriam as combinações que gerariam sistemas estáveis a partir da inclusão das variáveis indicadas na seção anterior, como desejável segundo a literatura dedicada aos modelos dinâmicos. Levando em consideração fatores como a extensão temporal das séries, a hipótese de que a sua tendência traria consigo informações relevantes e o benefício em termos de interpretação dos coeficientes, as especificações a partir do log natural serão destacadas a seguir¹⁷.

¹⁶ Segundo Flôres Junior (2003), o método GMM é uma versão mais geral da classe de estimadores de extremos ou estimadores M. Por ser uma alternativa mais flexível do que outras classes de estimadores, o autor sugere que este método seja usado “sempre que houver incerteza sobre a hipótese distribucional ou esta se revelar pouco tratável”. Ademais, conforme exposto em Comunale (2017), os estimadores do tipo GMM são consistentes quando se parte de um painel com um horizonte temporal fixo e um número grande de unidades amostrais (“*fixed T and large N settings*”), sendo adequados para a estimação de modelos pVAR.

¹⁷ Apesar de não se tratarem de séries não-estacionárias, o que apontaria para o uso das séries em diferença, notamos que o uso dessa transformação traria duas desvantagens: a perda de uma observação em um contexto de séries temporais pouco extenso e um aumento relevante da concentração da variância explicada pela defasagem dos próprios fluxos. Assim, tendo em vista outras particularidades dos resultados, tais como o comportamento das funções impulso-resposta, e a existência de trabalhos que defendem o uso das séries originais ou em nível em modelos VAR (Sims, Stock e Watson em Enders – *Applied Econometric Time Series*, p. 303), serão apresentadas as equações estimadas a partir do log das séries de interesse. Logo, os coeficientes apresentados na Tabela 1 poderão ser interpretados como a elasticidade entre as variáveis de interesse. Como forma de tratar a questão da

Em primeiro lugar, a metodologia adotada no presente estudo indica que tanto fatores externos quanto domésticos influenciam os fluxos de investimento direto para o Brasil. Tal conclusão pode ser extraída da análise da Tabela 1, a seguir, onde tanto variáveis relacionadas à economia brasileira quanto às economias estrangeiras revelam-se estatisticamente significativas¹⁸. Entre os modelos menos parcimoniosos, por exemplo, nota-se que somente o fluxo de regressos têm entre as variáveis explicativas relevantes somente fatores domésticos, enquanto os dois outros tipos de fluxos apontam para determinantes associados aos diferentes países. Cabe ressaltar que este último ponto dialoga com a vertente da literatura que afirma ser importante avaliar os fluxos de capital desagregados - conforme indicado por Broner et al (2012) e defendido por Pederiva (2015). Isso porque encontramos coeficientes e dinâmicas distintas quando contrastamos o pVAR de tais séries com os dados de regressos, sugerindo que os últimos tem uma dinâmica própria.

estacionaridade das séries, ajustando os intervalos de confiança para a não-estacionaridade, foi utilizada a opção VCE do Stata, que permite a estimação alternativa dos parâmetros de variância. Haja vista a base de dados, optou-se pelo uso da opção *cluster-robust*, permitindo assim a estimação de erros robustos mesmo na presença de dependência entre as observações – ou, posto de outra forma, relaxando a hipótese de independência entre as observações.

¹⁸ Outras versões das tabelas, que incluem as equações com outros parâmetros que não aqueles de interesse primordial para o presente estudo podem ser encontradas no Anexo II (Exercícios de Robustez). Modelos alternativos, que não constam no presente material, envolveram o uso de outras *proxies* para o crescimento ou nível de atividade, tais como o PIB per capita ou a taxa de crescimento real, e a inclusão de outras variáveis, tais como a taxa de juros dos países de onde originam os recursos. A maior parte destes modelos, no entanto, deram origem a sistemas instáveis ou estimações cujos coeficientes não apresentaram significância estatística.

Tabela 1 – Resultados Estimação pVAR – Fluxos líquido e desagregados de IED

| Tipo de fluxo analisado | <i>Ingressos</i> | | | | <i>Regressos</i> | | | | <i>Resultado Líquido</i> | | | |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>Variáveis</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> | <i>Modelo (4)</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> | <i>Modelo (4)</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> |
| L1. Fluxo analisado | 0.4999*** (0.080) | 0.5351*** (0.088) | 0.3962*** (0.096) | 0.3463*** (0.107) | 0.0635 (0.102) | -0.0272 (0.122) | -0.0159 (0.107) | -0.0141 (0.108) | 0.4554*** (0.082) | 0.4655*** (0.096) | 0.4176*** (0.113) | 0.4230*** (0.112) |
| L1. REER Brasil | | | 0.3358 (0.315) | | | | 1.9135** (0.804) | | | | 1.3975*** (0.321) | |
| L1. Taxa de Juros Brasil | | -0.9728*** (0.315) | -1.1950*** (0.331) | -0.6701* (0.383) | | -3.0824*** (0.927) | -2.0985*** (0.800) | -3.3443*** (0.789) | | -0.9843** (0.383) | 0.0028 (0.492) | -0.4915 (0.475) |
| L1. PIB per capita Brasil | 3.3133*** (0.805) | 0.4772 (1.109) | -0.0253 (1.262) | 1.9427 (1.488) | 4.3033** (2.074) | -5.5571* (3.204) | -6.2575** (2.818) | -6.5842** (2.870) | 3.6038*** (0.824) | 1.0721 (1.290) | 1.7995 (2.071) | 1.9098 (2.051) |
| L1. PIB per capita ext. | 0.8467 (0.776) | 1.5471** (0.678) | 3.0941** (1.432) | 2.9856* (1.685) | -7.8996*** (2.151) | 2.1382 (1.674) | -1.6113 (8.085) | 0.4776 (7.043) | 1.1738* (0.708) | 2.0383*** (0.743) | 2.2214* (1.160) | 2.2457** (1.143) |
| REER ext. | | | 2.7358*** (1.037) | 3.9768*** (1.186) | | | -3.7641 (3.845) | -2.9289 (3.472) | | | 1.6918 (1.561) | 1.5839 (1.579) |
| REER Brasil | | | | 0.1757 (0.319) | | | | | | | | 0.6911** (0.280) |
| <i>Observações</i> | 476 | 476 | 476 | 476 | 264 | 264 | 264 | 264 | 425 | 425 | 425 | 425 |
| <i>Número de Países</i> | 32 | 32 | 32 | 32 | 20 | 20 | 20 | 20 | 32 | 32 | 32 | 32 |
| <i>Data inicial</i> | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 |
| <i>Data Final</i> | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 | 2017 |
| <i>Função Critério GMM</i> | 0.113 | 0.000 | 0.352 | 0.235 | 0.127 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.089 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Onde os asteriscos equivalem à rejeição da hipótese nula para diferentes níveis de significância estatística - com ***, ** e * sendo equivalentes a 1%, 5% e 10%, respectivamente. As séries de todas as variáveis indicadas nos modelos acima estão em log. A identificação dos parâmetros exige que existam ao menos tantas variáveis instrumentais quanto variáveis explicativas, de modo que foram incluídos os *lags* das variáveis que constam no modelo como instrumentos, conforme proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988). Para as taxas reais efetivas de câmbio (REER), um aumento equivale a uma apreciação contra a cesta. Quando o nome da variável for precedido de L1, trata-se da primeira defasagem da mesma. A descrição completa das variáveis e de suas fontes encontra-se disponível no Anexo I. Fonte: Elaboração própria.

As elasticidades encontradas para os fatores externos são mais altas para o caso dos ingressos, onde os modelos indicam que a PIB per capita e a taxa efetiva de câmbio são determinantes relevantes para os fluxos de ingressos.. No caso do PIB per capita externo, os coeficientes encontrados são sempre positivos, indicando que um aumento de 1% em um dado período leve a um aumento dos fluxos destinados ao Brasil entre 1,5 e 3,1% no período seguinte. No caso da taxa de câmbio efetiva, os coeficientes identificados nos modelos (3) e (4) indicam que um aumento de 1% na REER esteja associado a um aumento de 2,7 a 3,8% nos fluxos de ingressos no mesmo período de análise. Com isso podemos concluir que uma apreciação real da moeda de um outro país contra a sua cesta efetiva levaria a um aumento do envio de recursos para o Brasil, em magnitude maior do que o seria em caso de apreciação da divisa brasileira. Este resultado se assemelha ao encontrado por Froot e Stein (1991), que afirmam que uma apreciação da moeda poderia contribuir para um aumento da riqueza das empresas, garantindo um acesso facilitado ou mais barato ao crédito e aumentando, portanto, a sua vantagem frente a empresas em mercados externos¹⁹.

As especificações estimadas para os regressos, por sua vez, apontam para uma maior preponderância dos fatores domésticos – a única variável externa que é estatisticamente significativa é o PIB per capita no modelo (1). Nesse caso, a única variável cuja defasagem surge com um sinal estável e significativo a 1% para os regressos de IED é a taxa de juros Brasil. Interessante notar que a elasticidade é bastante alta neste caso, indicando que um aumento de 1% da taxa local levaria a uma redução de até 3,3% dos regressos de investimento – mais do que o dobro do coeficiente equivalente para os modelos que buscam explicitar o comportamento dos fluxos de ingressos de IED²⁰. Ainda a partir destes modelos encontramos evidências de que um aumento do PIB per capita brasileiro levaria à redução dos regressos de capital, enquanto uma apreciação do real contra uma cesta de moedas levaria a um aumento do desinvestimento na economia brasileira.

No contraste com os resultados identificados por outros autores, temos na conclusão sobre ingressos um resultado que desafia parte da literatura: segundo Koepke (2015), o crescimento doméstico surge como o *driver* mais importante de fluxos de IED para países

²⁰ Conforme é possível notar a partir da análise da mesma tabela, os coeficientes que relacionam os regressos de IED ao comportamento do PIB per capita Brasil também são maiores em termos absolutos do que para o caso dos ingressos. Este resultado, no entanto, deve ser visto com cautela diante do grande intervalo identificado para tais coeficientes: entre – 6,6 e 4,3 pontos percentuais.

emergentes, com evidências claras da existência de uma relação positiva entre os dois fatores, enquanto aqui o crescimento externo surge como fator preponderante em 3 dos 4 modelos apresentados acima. Em relação aos resultados para os regressos, os mesmos convergem com o indicado por Pederiva (2015), que avalia que fatores externos não seriam relevantes para o fluxo desagregado de IED para o Brasil – somente em uma especificação encontramos um resultado estatisticamente significativo para o crescimento externo.

Em seguida, passamos para a análise da decomposição da variância dos erros, que nos permite avaliar o quanto cada variável ajuda a explicar os fluxos. De uma forma geral, os resultados encontrados são semelhantes aos apresentados na Tabela 2, onde é indicada a decomposição da variância dos erros do modelo (2) para os diferentes tipos de fluxos. Ao que tudo indica, a defasagem dos próprios fluxos explica a maior parte da variância dos erros, o que nos permite concluir que exista de fato um efeito de atração associado ao estoque já existente ou que outros fatores não incluídos no modelo sejam relevantes para os fluxos de IED²¹. Outra hipótese que poderia justificar a importância da defasagem dos próprios investimentos é a natureza de tais fluxos: na medida em que o investimento direto tende a estar associado à projetos de longa maturação, é natural que os fluxos associados ao mesmo se estendam ao longo de vários anos,

Tabela 2 – Resultados pVAR: Decomposição da Variância dos Erros dos Modelos (2)

| | <i>lags</i> | <i>Ingressos</i> | <i>Taxa de Juros Brasil</i> | <i>PIB per Capita Brasil</i> | <i>PIB per capita externo</i> |
|------------------|-------------|------------------|-----------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| <i>Ingressos</i> | 0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 1 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 2 | 0,976 | 0,022 | 0,000 | 0,001 |
| | 3 | 0,948 | 0,047 | 0,002 | 0,003 |
| | 4 | 0,920 | 0,070 | 0,005 | 0,005 |
| | 5 | 0,895 | 0,089 | 0,009 | 0,007 |
| | 6 | 0,873 | 0,105 | 0,012 | 0,009 |
| | 7 | 0,855 | 0,119 | 0,015 | 0,011 |
| | 8 | 0,839 | 0,130 | 0,018 | 0,013 |

²¹ Tal hipótese, conhecida como efeito *cluster* ou de aglomeração, não pode ser testada diretamente no presente estudo por conta da ausência de dados de estoque para o período completo de análise. Uma hipótese suscitada pela literatura, que não é testada neste estudo por questões metodológicas, mas que pode guardar relação com essa concentração da variância nos fluxos passados é a importância de fatores geográficos ou institucionais. Em relação aos primeiros, os mesmos perdem a importância por se tratarem de “efeitos fixos”, que não mudam no tempo e portanto seriam minimizados a partir do uso de dados em painel. O mesmo argumento é válido se assumirmos que as mudanças institucionais ocorrem em um prazo mais dilatado no tempo do que aquele retratado no presente estudo. Isso significa que quanto maior a amostra *time series*, mais promissora seria a inclusão de séries que reflitam aspectos institucionais, pois neste caso seria possível verificar se a grande concentração no componente inercial dos fluxos refletiria, por exemplo, a omissão de outras variáveis relevantes para o investimento direto no país.

| | | | | |
|----|-------|-------|-------|-------|
| 9 | 0,826 | 0,139 | 0,020 | 0,015 |
| 10 | 0,815 | 0,146 | 0,022 | 0,017 |

| | <i>lags</i> | <i>Regressos</i> | <i>Taxa de Juros Brasil</i> | <i>PIB per Capita Brasil</i> | <i>PIB per capita externo</i> |
|------------------|-------------|------------------|-----------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| <i>Regressos</i> | 0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 1 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 2 | 0,902 | 0,095 | 0,002 | 0,001 |
| | 3 | 0,895 | 0,100 | 0,002 | 0,003 |
| | 4 | 0,890 | 0,102 | 0,003 | 0,004 |
| | 5 | 0,887 | 0,103 | 0,004 | 0,006 |
| | 6 | 0,884 | 0,104 | 0,005 | 0,007 |
| | 7 | 0,881 | 0,104 | 0,006 | 0,009 |
| | 8 | 0,879 | 0,104 | 0,007 | 0,010 |
| | 9 | 0,877 | 0,105 | 0,008 | 0,011 |
| | 10 | 0,875 | 0,105 | 0,009 | 0,012 |

| | <i>lags</i> | <i>Resultado Líquido</i> | <i>Taxa de Juros Brasil</i> | <i>PIB per Capita Brasil</i> | <i>PIB per capita externo</i> |
|--------------------------|-------------|--------------------------|-----------------------------|------------------------------|-------------------------------|
| <i>Resultado Líquido</i> | 0 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 1 | 1,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| | 2 | 0,975 | 0,023 | 0,001 | 0,001 |
| | 3 | 0,942 | 0,051 | 0,003 | 0,004 |
| | 4 | 0,911 | 0,076 | 0,007 | 0,007 |
| | 5 | 0,883 | 0,096 | 0,011 | 0,010 |
| | 6 | 0,860 | 0,113 | 0,014 | 0,013 |
| | 7 | 0,840 | 0,126 | 0,018 | 0,017 |
| | 8 | 0,824 | 0,136 | 0,021 | 0,020 |
| | 9 | 0,810 | 0,143 | 0,023 | 0,023 |
| | 10 | 0,799 | 0,149 | 0,026 | 0,026 |

Fonte: Elaboração própria.

Por fim, passamos para a análise das funções de impulso resposta geradas pelo pVAR²². A ordenação da variáveis é importante para a correta identificação do modelo, pois uma variável que surge de forma preponderante no ordenamento tem efeitos contemporâneos nas variáveis subsequentes (COMUNALE, 2017). Tendo em vista o objetivo do presente estudo, as variáveis foram ordenadas partindo-se da premissa de que os fluxos de IED sejam mais

²² Optou-se por apresentar somente as conclusões relacionadas às funções impulso-resposta dos modelos para o ingresso de capitais. A versão para os resultados líquidos é bastante similar, refletindo a magnitude discrepante dos ingressos na composição total de fluxos. A versão para os fluxos de regresso, por sua vez, apresentou comportamentos também bastante parecidos com o resultado aqui indicado, porém com intervalos de confiança menos bem-comportados. Em alguns casos, sequer é possível estimar as funções impulso-resposta, pois as matrizes de covariância não apresentaram as características necessárias. Nesse sentido, é possível que o número mais reduzido de observações tenha prejudicado a análise, pois os graus de liberdade para a estimação são menores do que os observados para os outros dois tipos de fluxo de investimento direto.

relevantes para a economia que os recebe, o Brasil, do que para o país de origem dos recursos²³. Posto de outra forma, as variáveis foram dispostas de maneira a permitir que as variáveis brasileiras afetem as variáveis externas somente através dos seus *lags*²⁴.

Ao analisarmos a dinâmica de resposta dos fluxos de ingressos a choques de um desvio padrão nos diferentes modelos, vislumbramos dinâmicas claramente distintas a depender da inclusão de novas variáveis. Nos modelos (1) e (2), que são mais parcimoniosos e não incluem a taxa de câmbio entre as variáveis, os choques geram resultados significativos, com destaque para o efeito negativo rápido e bastante persistente de choques na taxa de juros. Conforme é possível notar no Gráfico 1, um impulso em tal variável geraria impactos mesmo após cinco anos do choque inicial. Já o modelo com a REER Brasil apresenta respostas pouco relevantes diante de choques de atividade (Brasil ou externo), um impacto menos contundente de um choque local de juros e, por fim, uma resposta positiva e persistente diante de uma apreciação da divisa brasileira contra uma cesta ampla.

Cabe ressaltar que as respostas aos choques também são bastante diferentes a depender da inclusão da taxa de câmbio real efetiva brasileira como variável endógena (modelo 3) ou exógena (modelo 4). No primeiro caso, um choque de um desvio padrão na taxa de câmbio gera o maior efeito em termos de magnitude (20% em seu auge, 3 anos após o choque) e maior persistência, dissipando-se somente após 10 anos. O modelo (4), no qual as taxas de câmbio constam como variáveis exógenas, apresenta dinâmicas similares ao modelo (2) em termos de persistência dos choques, mas as magnitudes identificadas através da função impulso resposta são diferentes.

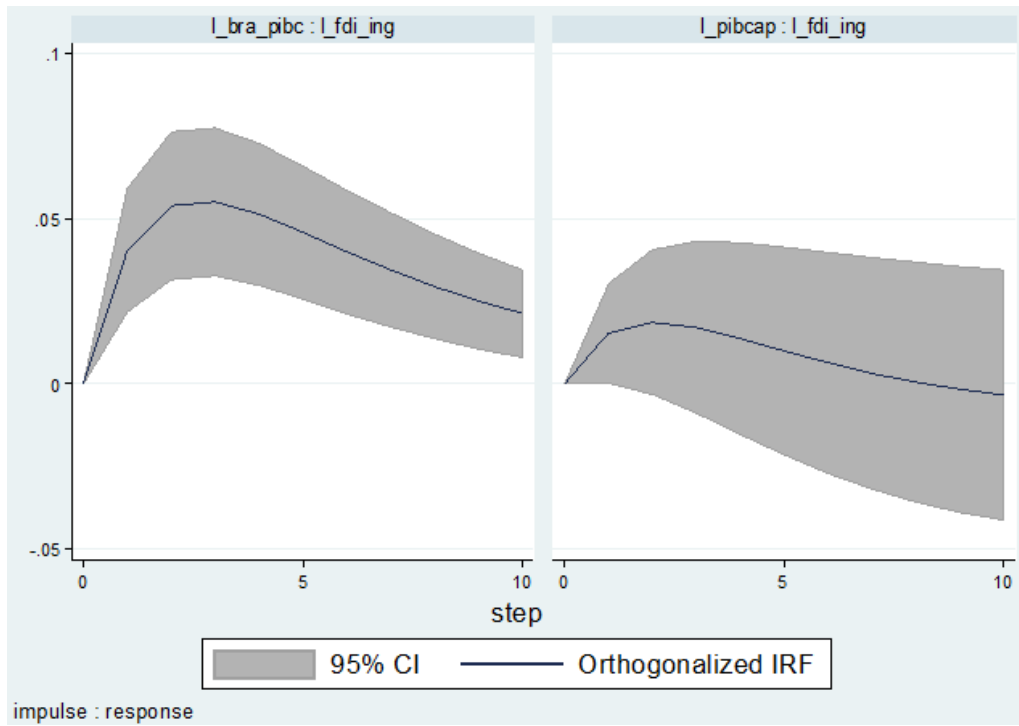
Em suma, as respostas aos diferentes impulsos sugerem que os fluxos de IED sejam de fato sensíveis a choques em variáveis tais como a taxa de câmbio efetiva brasileira ou a taxa de juros Brasil, em linha com os coeficientes identificados na Tabela 1. A partir da análise dos gráficos abaixo, no entanto, a análise ganha uma nova dimensão e permite concluir que não só

²³ Tal observação guarda relação com o tamanho relativo dos fluxos, conforme indicado pelos fluxos bilaterais apresentados em UNCTAD (2018). Como forma de flexibilizar a premissa de importância relativa dos fluxos, também foram rodadas especificações com outras ordenações, sem que fossem encontrados resultados significativamente discrepantes daqueles apresentados aqui.

²⁴ Considerando-se o modelo menos parcimonioso – isto é, aquele que inclui todas as variáveis indicadas na Tabela 1 – a ordem seguida foi: *proxy* de atividade externa, taxa de juros externa, taxas de câmbio externa e brasileira, taxa de juros Brasil e a *proxy* de atividade Brasil. Haja vista a ausência de um consenso sobre a importância relativa dos diferentes determinantes, foram analisadas especificações alternativas, onde outras ordenações para os mesmos modelos e variáveis foram avaliadas. Tais versões não apresentaram dinâmicas significativamente distintas daquelas que são apresentadas ao longo deste trabalho. Ou seja, em geral as conclusões permanecem qualitativamente válidas a despeito de mudanças no ordenamento.

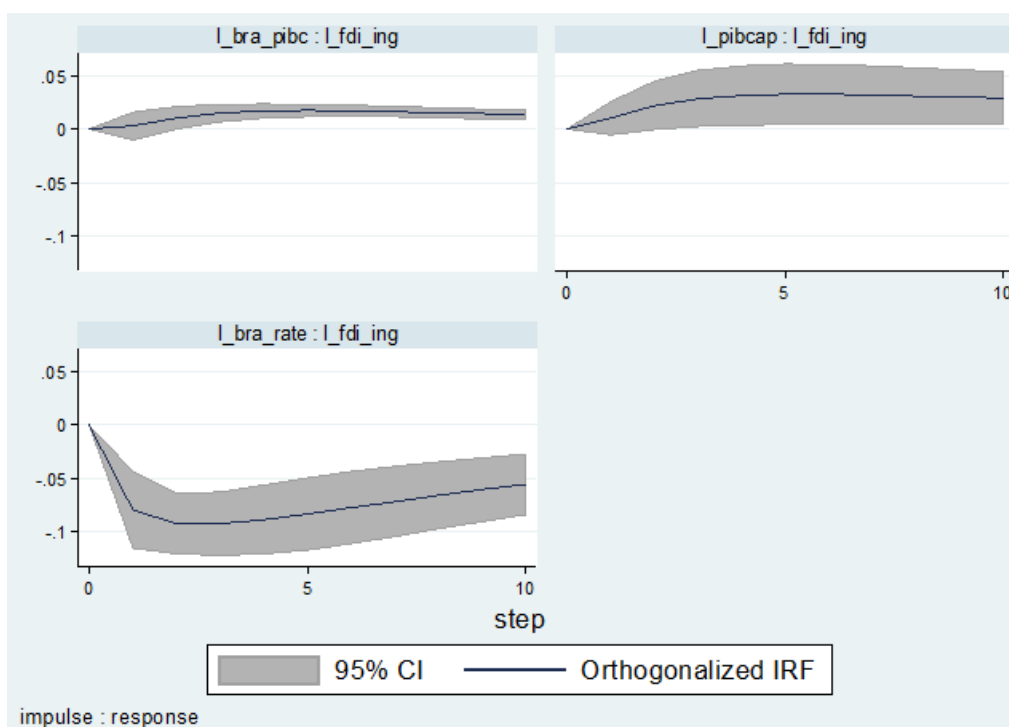
tais variáveis sejam relevantes, mas também que choques de um desvio padrão nas mesmas podem gerar efeitos persistentes, influenciando os fluxos de investimento direto por até uma década.

Gráfico 1 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 1)



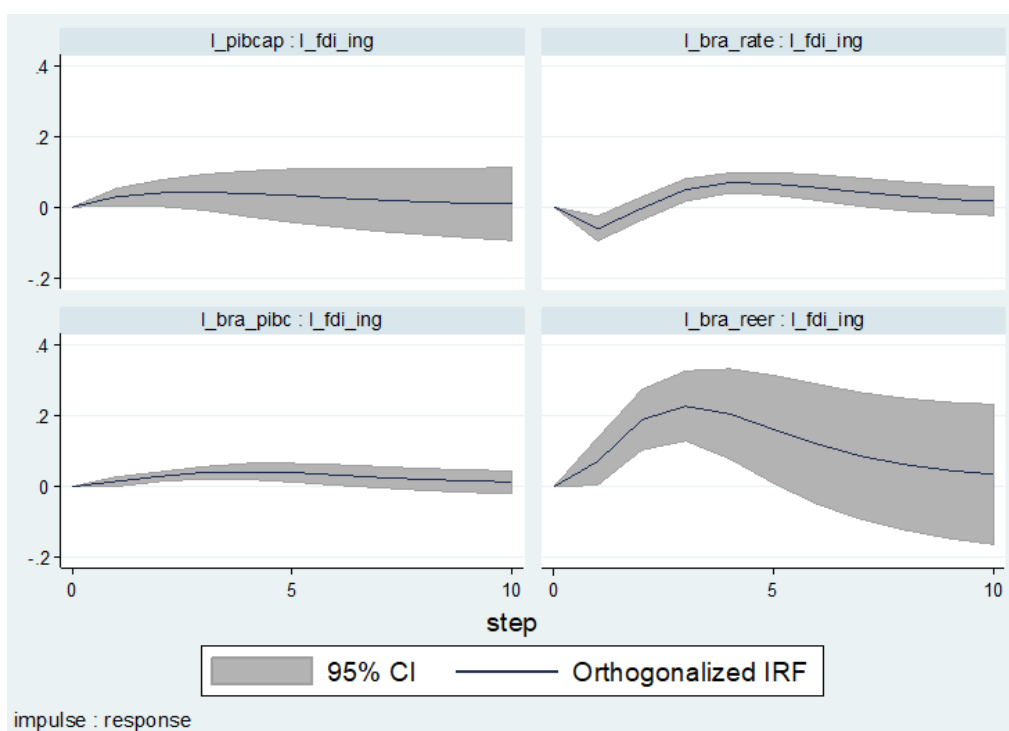
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 2 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 2)



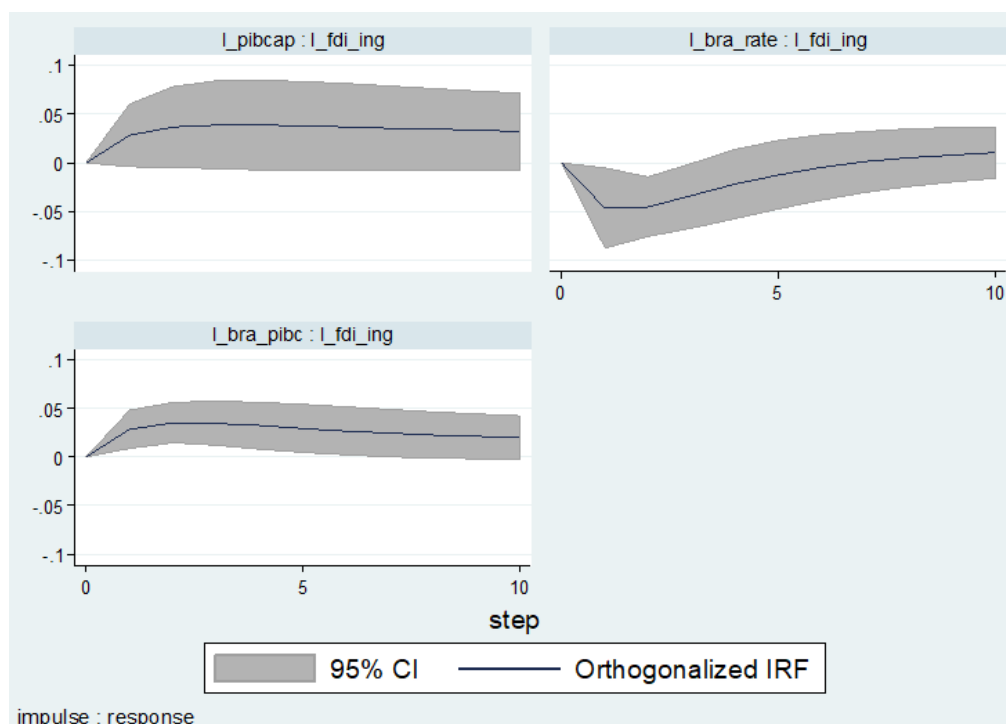
Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 3 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 3)



Fonte: Elaboração própria.

Gráfico 4 – Resultado pVAR: Função de Impulso Resposta - Ingressos (Modelo 4)



Fonte: Elaboração própria.

Tudo considerado, os resultados aqui apresentados sugerem que: 1) tanto fatores locais quanto externos ajudam a explicar os fluxos de IED para o país; 2) os efeitos de cada variável explicativa podem ser distintos, tanto em intensidade quanto em persistência, a depender do fluxo em questão (ingressos, regressos ou resultado líquido) e da especificação adotada; e, por fim, 3) a explicação de grande parte da variância dos erros dos fluxos projetados recai sobre as defasagens dos próprios fluxos, sugerindo que outros fatores ou que os efeitos de aglomeração tenham influência sobre o investimento estrangeiro direto. Ainda que sejam identificadas algumas diferenças dignas de nota, parece adequado afirmar que tais conclusões são consistentes com as principais conclusões extraídas da literatura.

Assim como indicado por Flach (2006), o presente estudo tem como uma de suas limitações o fato dos dados aqui avaliados serem relacionados exclusivamente ao caso brasileiro, não cabendo fazer inferências a respeito das determinantes do IED de uma forma mais ampla. A limitação de dados também surge como uma questão importante, tanto pela dimensão temporal quanto pela existência de discrepâncias entre os fluxos por investidor direto ou por controlador.

Nesse sentido, possíveis extensões poderiam incluir tanto o uso de outras variáveis como forma de adicionar maior robustez às conclusões ora indicadas para o caso brasileiro, como o uso da metodologia proposta para uma gama mais ampla de experiências. Outra opção, que exigiria o uso de séries temporais mais longas, envolveria o teste da evolução dos determinantes ao longo do tempo, de forma a identificar se a relevância proporcionalmente maior dos fatores exógenos encontrada neste estudo é reflexo da janela temporal utilizada.

5. CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo avaliar se os aspectos cíclicos usualmente citados como relevantes para a atração de recursos são válidos no caso brasileiro levando em consideração o período compreendido entre 2001 e 2017. De posse de uma base de dados específica, torna-se possível fazer inferências sobre um tema que afeta as decisões de alocação e retenção de recursos na economia brasileira.

Assim como sugerido por parte da literatura, os resultados encontrados a partir do uso de modelos Vetor Autoregressivos com dados em painel (*Panel VAR*) indicam que tanto fatores locais quanto externos ajudam a explicar os fluxos de IED para o país. Ainda em linha com o preconizado por estudos recentes, são apresentadas evidências de que a análise de fluxos brutos pode levar a conclusões distintas daquelas encontradas a partir da análise de fluxos líquidos – neste caso os efeitos das variáveis explicativas são distintos tanto em intensidade quanto em persistência, a depender do fluxo em questão (ingressos, regressos ou resultado líquido). Os exercícios de robustez indicam que algumas variáveis tidas como estatisticamente significantes perdem a sua relevância ou apresentam magnitudes sensivelmente diferentes a depender da especificação alternativa adotada, mas mostram que parte das conclusões se mostram robustas do ponto de vista qualitativo – com a manutenção do sinal e da significância estatística dos coeficientes.

A análise da decomposição da variância do erros revela que as defasagens dos próprios fluxos tem uma importância particularmente alta, sobretudo quando a forma funcional escolhida envolve as séries em primeira diferença (delta). A combinação desta evidência e dos coeficientes encontrados para *proxies* institucionais, avaliadas nos exercícios de robustez, sugerem que de fato outros aspectos não avaliados no presente estudo, tais como fatores estruturais e institucionais, tenham influência sobre o investimento estrangeiro direto. Por fim,

as funções impulso-resposta revelam que os fluxos de IED respondem de forma significativa e persistente diante de choques de um desvio padrão para diferentes variáveis, tais como a taxa de juros brasileira e a taxa de câmbio real efetiva.

Tudo considerado, concluímos que metodologia proposta neste estudo, uma inovação em contraste à literatura desenvolvida até o momento, confirma a importância de avaliarmos o tema do investimento estrangeiro direto no Brasil levando em consideração não só o arcabouço *push and pull*, como também a desagregação entre as séries de fluxos brutos e líquidos.

Possíveis extensões do presente estudo poderiam envolver o teste de outras variáveis como forma de adicionar maior robustez as conclusões ora indicadas para o caso brasileiro, ou o uso da metodologia indicada neste estudo para uma gama mais ampla de experiências – sejam outros países ou grupos de países. Alternativamente, de posse de séries temporais mais extensas seria possível avaliar a evolução dos determinantes do IED ao longo do tempo, testando se a relevância de certos fatores, tais como o PIB per capita externo e a taxa de juros brasileira, é um reflexo da janela temporal utilizada no presente estudo. Por fim, métodos análogos poderiam ser empregues para avaliar a importância de cada fator para o fluxo de IED do ponto de vista setorial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRIGO, Michael R. M. ;LOVE, Inessa. **Estimation of panel vector autoregression in Stata: a package of programs**. University of Hawaii, Working Paper 2015.

AMAL, Mohamed; SEABRA, Fernando. **Determinantes do Investimento Direto Externo (IDE) na América Latina: Uma Perspectiva Institucional**. Economia, v. 8. P. 231-247, 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, Censo de Capitais Estrangeiros <https://www.bcb.gov.br/Rex/CensoCE/port/resultados_censos.asp?idpai=CAMBIO >
Acesso em: 07 out. 2018.

BERNARDELLI, Alessandro. G.; ARAÚJO, Eliane. C. D. **Uma análise dos determinantes do fluxo de capital de curto prazo para o brasil no período 1999 a 2011 utilizando um modelo VAR estrutural**. 2014.

BLONIGEN, Bruce A. **A review of the empirical literature on FDI determinants**. NBER Working Paper No. 11299, 2005.

BRONER, Fernando. Et al. **Gross capital flows: Dynamics and crises**. *Journal of Monetary Economics*, v. 60, n. 1, p. 113–133, 2013.

CAGALA, Tobias. GLOGOWSKY, Ulrich. **XTVAR: Stata module to compute panel vector autoregression**. Statistical Software Components S457944, Boston College Department of Economics. 2015.

CALVO, Guillermo A.; LEIDERMAN, Leonardo; REINHART, Carmen. **Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s**. *Journal of Economic Perspectives*, v. 10, n. 2, 1996.

COMUNALE, Mariarosaria. **A panel VAR analysis of macro-financial imbalances in the EU**. Working Paper Series, n. 2026. European Central Bank, 2017.

DUNNING, John H. **Multinational Enterprises and the Global Economy**. Addison-Wesley, 1993.

FLACH, Lisandra. **Uma análise em modelo gravitacional para os determinantes do investimento direto externo no Brasil**. TCC (graduação) - Universidade Federal de Santa Catarina. Centro Socioeconômico. Economia, 2014.

FERNANDEZ-ARIAS, Eduardo. **The new wave of private capital inflows: push or pull?** Journal of development economics, v. 48, n. 2, p. 389–418, 1996.

FLÔRES JUNIOR, Renato. **O método generalizado dos momentos (MGM): Conceitos básicos**. Ensaios Econômicos, nº 515. Fundação Getúlio Vargas, 2003.

FORBES, Kristin. J.; WARNOCK, Francis E. **Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment**. Journal of International Economics, v. 88, n. 2, p. 235–251, 2012.

FORT, Teresa C.; HALTIWANGER, John; JARMIN, Ron S.; MIRANDA, Javier. **How firms respond to business cycles: the role of firm age and firm size**. NBER Working Paper no. 19134, 2013.

FROOT, Kenneth A.; STEIN, Jeremy C. **Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach**. Quarterly Journal of Economics, v. 106, p. 1191-1217, 1991.

GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, Andre. **Capital flows and controls in Brazil: what have we learned?** NBER Working Paper no. 11640, 2005.

HOLTZ-EARKIN, Douglas; NEWHEY, Whitney. ROSEN, Harvey S. **Vector Autoregression with Panel Data**. Econometrica, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

HOOPER, Vince; KIM, Suk-Joong. **The determinants of capital inflows: does opacity of recipient country explain the flows?** Economic Systems, v. 31, n. 1, p. 35-48, 2007

HYMER, Stephen H. **The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment**. Journal of International Management, n. 8. 1976.

KOEPKE, Robin. **What drives capital flows to emerging markets? A survey of the empirical literature.** 2015.

LANE, Philip R.; MILESI-FERRETI, Gian-Maria. **Long-Term Capital Movements.** NBER Macroeconomics Annual, v. 16, 2002.

LINNEMANN, Hans. **An econometric study of international trade flows.** North Holland, Amsterdam. 1966.

MATTOS, Leonardo B. de; CASSUCE, Francisco Carlos da C.; CAMPOS, Antônio C. **Determinants of foreign direct investments in Brazil: 1980-2004.** Revista de Economia Contemporânea, v. 11, n. 1, p. 39 – 60, 2007.

MILESI-FERRETI, Gian-Maria; TILLE, Cédric. **The great retrenchment: international capital flows during the global financial crisis.** HKIMR Working Paper n. 38, 2011.

MOREIRA, Carlos Américo Leite; ALMEIDA, Agamenon Tavares. **A Dinâmica recente do investimento direto estrangeiro (IDE) no Brasil e impactos sobre a conta de transações correntes,** Indicadores Econômicos FEE, v. 41, n. 1, p. 09-22, 2013.

PEDERIVA, Ana Carolina. **Fluxos de capital no Brasil no período de 2000-2014: investigação sobre fatores pull e push.** Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2015.

PERES, Samuel C. ; YAMADA, Tiago H. . **Determinantes do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil: uma aplicação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) no período 1980-2010.** Revista Economia e Desenvolvimento (Santa Maria), v. 26, p. 01/1-20, 2014.

PINHEIRO, Alessandro; HERREROS, Mário. **Fluxos De Capitais E Componentes Macroeconômicos: Análise De Inter-Relações Através Da Aplicação De Um Modelo De Vetores Auto-Regressivos (VAR).** ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia, 2005.

REINHART, Carmen. et al. **Capital Inflows to Latin America; The 1970's and the 1990's**. IMF Staff Papers, vol. 40, pp. 108–51, 1993.

ROCHA, Katia. MOREIRA, Ajax. **Fluxo de capital e qualidade institucional das economias emergentes**. Texto para discussão 2264 – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2016.

TAYLOR, Mark P.; SARNO, Lucio. **Capital flows to developing countries: long- and short-term determinants**. The World Bank Economic Review, v.11, n. 3, pp. 451-470, 1997.

TCHOREK, Grzegorz; BRZOZOWSKI, Michał; ŚLIWIŃSKI, Paweł, **Determinants of capital flows to emerging and advanced economies between 1990 and 2011**. Portuguese Economic Journal, Springer; Instituto Superior de Economia e Gestão, v. 16, pages 17-48, 2017.

TINBERGEN, Jan. **An Analysis of World Trade Flows**, em Shaping the World Economy, Jan Tinbergen, editor. 1962.

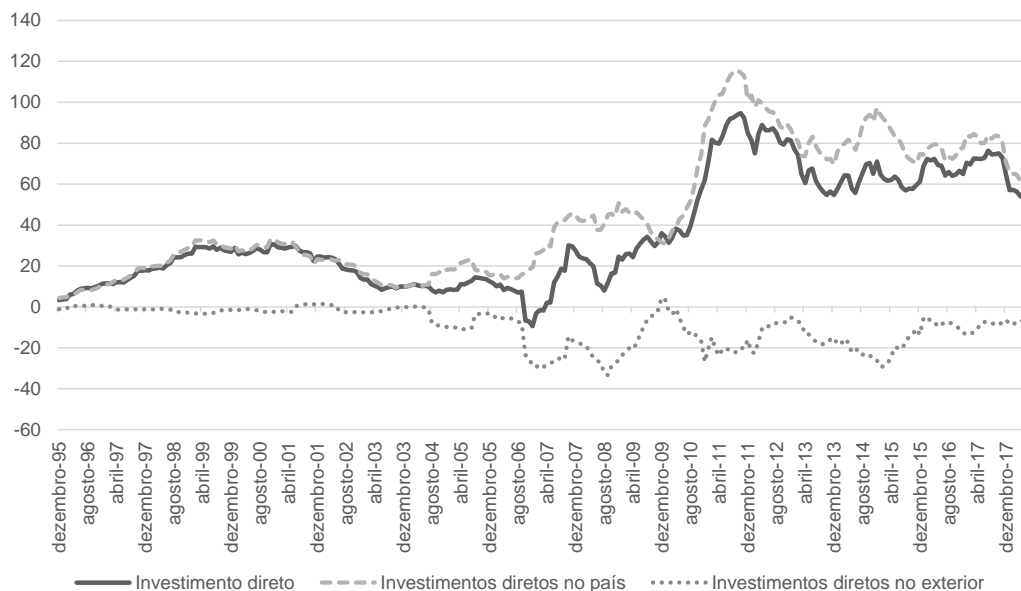
UNCTAD. **World Investment Report 2018: Investment and New Industrial Policies**. United Nations Publication UNCTAD/WIR/2018, Geneva, 2018.

WALSH, James P.; YU, Jiangyan. **Determinants of Foreign Direct Investment: a sectoral and institutional approach**. IMF Working Paper No. 187, 2010.

WEEKS, Daniel. V. **Determinantes do investimento estrangeiro direto bilateral: uma abordagem do ambiente de negócios**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2014.

ANEXO I

Gráfico 1 – Investimento Direto: Fluxos acumulados em 12 meses (em bilhões de US\$)



Onde “investimentos diretos no país” representam o fluxo líquido de ingressos e regressos de não-residentes e “investimentos diretos no exterior” representam o fluxo líquido de ingressos e regressos de residentes. Fonte: Banco Central do Brasil, série extraída do SGS em agosto de 2018. Elaboração: próprio autor.

Tabela 1 – Determinantes dos fluxos de capitais para países emergentes

| | Fator | Portfólio - Equity | Portfólio - Dívida | Outros - Fluxos bancários | Investimento Estrangeiro Direto |
|------|--|--------------------|--------------------|---------------------------|---------------------------------|
| Push | Aversão ao risco (global) | -- | -- | -- | ? |
| | Taxa de juros nos países desenvolvidos | -- | -- | - | ? |
| | Crescimento da produção nos países desenvolvidos | + | + | ? | ? |
| Pull | Crescimento doméstico | + | + | ++ | ++ |
| | Retorno dos ativos | + | + | ++ | ? |
| | Risco país | - | - | -- | - |

Onde “-” e “+” indicam a existência de evidências robustas de relação negativa/positiva entre os fatores, “--” e “++” indicam a existência de algumas evidências de relação negativa/positiva entre os fatores, e, por fim “?” indica que as evidências são mistas, não existindo uma relação clara entre os fatores. Fonte: Robin Koepke em “*What drives capital flows to emerging markets? A survey of the empirical literature*” (2015, p. 4).

Tabela 2 – Destaques da literatura sobre os determinantes do fluxo de IED

| <i>Autores</i> | <i>Fatores determinantes para os fluxos de IED</i> |
|--|--|
| <i>Hymer (1976)</i> | Identifica na existência de vantagens competitivas (marcas, patentes, tecnologias e outros), a motivação para as empresas optarem por expandir suas atividades – em contraposição ao modelo de exportação ou licenciamento. |
| <i>Tinbergen (1962), e Linnemann (1966)</i> | Propõem que o investimento direto seguiria um modelo gravitacional, onde o tamanho do mercado, o seu crescimento e a proximidade geográfica surgiriam como os determinantes para o IED. Apesar das críticas à falta de robustez teórica, encontram resultados consistentes com os fluxos efetivos. |
| <i>Dunning (1993)</i> | Estabelece o “Paradigma Eclético”, segundo o qual as empresas optariam por investir em outros países por conta de diferentes fatores, que poderiam ser divididos entre a busca pelo acesso aos recursos produtivos e ao mercado local, por ganhos de eficiência e pela aquisição de ativos estratégicos. |
| <i>Calvo, Leiderman e Reinhart (1996), Fernandez-Aria (1996)</i> | Estabelecem a distinção entre os fatores externos que afetam os fluxos de capital e aqueles que são específicos dos países que os recebem (arcabouço <i>push</i> e <i>pull</i>). Influenciou grande parte dos estudos empíricos desenvolvidos a partir da década de 1990. |

Fonte: Elaboração própria, baseado nos estudos supracitados e em Blonigen (2005), Flach (2014), Weeks (2014), Koepke (2015) e Pederiva (2015).

Tabela 3 – Destaques da literatura empírica sobre os determinantes do fluxo de IED

| <i>Autores</i> | <i>Base de dados</i> | <i>Método</i> | <i>Conclusão</i> |
|---|---|---|--|
| <i>Pinheiro e Miguel Herrero (2005)</i> | Dados mensais Brasil (Jan/1995 – Dez/2004) | Modelos Vetor Autoregressivo (VAR) e Correção de Erros Vetorial (VEC) | Apresentam evidências de que, ao contrário de outros fluxos de capital, o fluxo de IED responde positivamente ao endividamento público. As estimações também indicam que o diferencial de juros seria o único componente relevante para todas as categorias de fluxo. |
| <i>Flach (2007)</i> | Dados anuais Brasil x 15 países (1999 – 2005) | Regressão em painel | Autora encontra coeficientes positivos para o fluxo de comércio e a proximidade geográfica, e negativos para o diferencial de crescimento entre o país que originou o fluxo e a economia receptora. |
| <i>Mattos, Cassuce e Campos (2007)</i> | Dados anuais Brasil (1980 – 2004) | Modelo de correção de erros vetorial (VEC). | Concluem que o IED se mostra mais sensível à <i>proxy</i> para o risco-Brasil, cujo coeficiente é negativo. Outra variável associada a um coeficiente negativo é a taxa de inflação, enquanto os autores encontram coeficientes positivos para a taxa de câmbio e crescimento. |

| <i>Autores</i> | <i>Base de dados</i> | <i>Método</i> | <i>Conclusão</i> |
|--|--|------------------------|--|
| <i>Hooper e Kim (2007)</i> | Dados de 35 países (2001) | Regressão em painel | Os autores buscavam analisar especificamente a opacidade na legislação sobre o fluxo de IED. Concluem que, em geral, uma maior opacidade é relacionada com menor atração de fluxos, mas ressaltam que alguns resultados contra intuitivos apontam para uma relação inversa. |
| <i>Amal e Seabra (2007)</i> | Dados anuais Ásia e América Latina 15 Países (1987-2001) América Latina 7 Países - (1984 – 2001) | Regressão em painel | Os autores avaliaram os determinantes do IED em duas amostras de países emergentes (geral x latino-americanos). Concluem que predomina no segundo grupo uma estratégia de acesso aos mercados domésticos, enquanto no primeiro grupo existiria uma preponderância de outros fatores, tais como o fluxo de comércio externo e o grau de liberdade econômica. |
| <i>Milesi-Ferreti e Tille (2011)</i> | Dados trimestrais de 75 países (1T2007 – 4T2009) | Regressão multivariada | Encontram evidências de que os determinantes variam de acordo com o grupo de países analisado; a renda per capita, o grau de abertura comercial e a capitalização do mercado de capitais seriam os principais determinantes para os fluxos direcionados para as economias avançadas, enquanto, para as economias em desenvolvimento, os principais fatores seriam o grau de abertura comercial, a fração dos recursos naturais passíveis de exportação e os processos de privatização. |

| <i>Autores</i> | <i>Base de dados</i> | <i>Método</i> | <i>Conclusão</i> |
|------------------------------|---|---|---|
| <i>Weeks (2014)</i> | Dados anuais de 40 países (2000 – 2006) | OLS com dados empilhados Painel (efeitos aleatórios e fixos) <i>Poisson Pseudo-Maximum Likelihood</i> | Encontra evidências de que tanto o tamanho do PIB e a distância geográfica, quanto aspectos institucionais seriam determinantes para os fluxos. |
| <i>Peres e Yamada (2014)</i> | Dados anuais Brasil (1980 – 2010) | Modelo Vetor Autoregressivo (VAR) | Encontram evidências de que os fluxos são influenciados tanto por fatores externos quanto domésticos, em linha com o arcabouço <i>push</i> e <i>pull</i> . Identificam uma preponderância da taxa de crescimento das economias avançadas como determinante dos fluxos para o Brasil. |
| <i>Pederiva (2015)</i> | Dados mensais Brasil (Jan/2000 – Dez/2014) | Modelo Vetor Autoregressivo (VAR) | Conclui que tanto fatores externos quanto domésticos afetam os fluxos. Apresenta evidências de que a dívida pública afeta negativamente os ingressos, enquanto uma apreciação da moeda local levaria a um aumento dos mesmos. Pelo lado dos regressos, a única variável estatisticamente relevante é a taxa Selic, cujo coeficiente é negativo. A autora conclui que os fatores internos seriam os mais relevantes para os fluxos de IED para o Brasil. |

Fonte: Elaboração própria, baseado nos estudos supracitados.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas – Ingressos de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil (em bilhões de US\$)²⁶

| <i>País</i> | <i>Média</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Máximo</i> | <i>Coefficiente de Variação</i> |
|-----------------------|--------------|----------------------|---------------|---------------|---------------------------------|
| <i>Países Baixos</i> | 7.600,96 | 4.341,20 | 1.444,20 | 17.582,00 | 57% |
| <i>Estados Unidos</i> | 6.475,50 | 2.788,64 | 2.382,74 | 12.310,47 | 43% |
| <i>Luxemburgo</i> | 3.480,92 | 2.996,26 | 139,10 | 8.819,02 | 86% |
| <i>Espanha</i> | 2.979,99 | 2.211,22 | 586,88 | 8.593,28 | 74% |
| <i>França</i> | 2.085,55 | 936,00 | 486,47 | 3.479,17 | 45% |
| <i>Japão</i> | 1.957,95 | 1.853,85 | 243,16 | 7.536,36 | 95% |
| <i>Suíça</i> | 1.469,16 | 1.641,52 | 181,78 | 6.444,94 | 112% |
| <i>Alemanha</i> | 1.421,56 | 887,83 | 506,13 | 3.452,86 | 62% |
| <i>Reino Unido</i> | 1.219,40 | 963,51 | 153,28 | 3.596,00 | 79% |
| <i>Canadá</i> | 996,15 | 514,35 | 116,62 | 1.949,77 | 52% |
| <i>Chile</i> | 814,47 | 821,50 | 23,00 | 2.962,91 | 101% |
| <i>Portugal</i> | 768,87 | 734,11 | 202,07 | 3.161,28 | 95% |
| <i>Itália</i> | 746,60 | 698,00 | 231,76 | 2.834,96 | 93% |
| <i>Noruega</i> | 698,60 | 747,27 | 27,14 | 2.444,56 | 107% |
| <i>México</i> | 460,15 | 493,38 | 24,43 | 1.661,17 | 107% |
| <i>Austrália</i> | 397,33 | 380,34 | 3,97 | 1.154,08 | 96% |
| <i>Coréia do Sul</i> | 386,98 | 355,69 | 4,12 | 1.075,49 | 92% |
| <i>Áustria</i> | 366,85 | 861,51 | 6,05 | 3.420,36 | 235% |
| <i>Hong Kong</i> | 316,72 | 542,13 | 10,62 | 2.076,55 | 171% |
| <i>Bélgica</i> | 300,28 | 293,49 | 7,61 | 988,65 | 98% |
| <i>Uruguai</i> | 250,30 | 109,95 | 129,54 | 566,55 | 44% |
| <i>Suécia</i> | 242,02 | 203,73 | 20,31 | 673,58 | 84% |
| <i>China</i> | 216,49 | 295,14 | 4,35 | 878,78 | 136% |
| <i>Dinamarca</i> | 182,20 | 129,28 | 31,23 | 483,25 | 71% |
| <i>Cingapura</i> | 172,27 | 234,10 | 1,39 | 999,26 | 136% |
| <i>Irlanda</i> | 135,18 | 169,90 | 2,31 | 591,51 | 126% |
| <i>Argentina</i> | 98,43 | 47,92 | 38,90 | 261,99 | 49% |
| <i>Colômbia</i> | 93,80 | 85,52 | 0,19 | 250,29 | 91% |
| <i>Peru</i> | 72,71 | 107,91 | 0,03 | 429,25 | 148% |
| <i>Finlândia</i> | 61,77 | 68,08 | 2,04 | 225,59 | 110% |
| <i>Nova Zelândia</i> | 55,75 | 180,09 | 0,00 | 752,28 | 323% |
| <i>Hungria</i> | 27,29 | 49,07 | 0,00 | 183,27 | 180% |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

²⁶ Tendo em vista os fins do presente estudo, foram desconsiderados os fluxos advindos de países conhecidos como “paraísos fiscais”, tais como Ilhas Cayman, Ilhas Maurício, Bermudas, Bahamas e Ilhas Virgens Britânicas. Além destas, foram excluídos os fluxos consolidados como “outros”, uma vez que sua inclusão levaria a um maior desbalanceamento do painel pela ausência de dados específicos da contraparte dos fluxos (PIB, juros, etc). A amostra utilizada após a retirada dos fluxos associados a estes dois grupos equivale a cerca de 90% dos fluxos brutos e líquidos, de modo que sua retirada não reduz de forma relevante a importância dos fluxos analisados.

Tabela 5 – Estatísticas descritivas – Regressos de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil (em bilhões de US\$)

| <i>País</i> | <i>Média</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Máximo</i> | <i>Coefficiente de Variação</i> |
|-----------------------|--------------|----------------------|---------------|---------------|---------------------------------|
| <i>Estados Unidos</i> | 1.954,40 | 1.478,31 | 155,26 | 4.840,71 | 76% |
| <i>Países Baixos</i> | 1.607,98 | 1.338,04 | 40,00 | 4.737,00 | 83% |
| <i>Espanha</i> | 662,27 | 424,69 | 25,12 | 1.408,69 | 64% |
| <i>Portugal</i> | 493,91 | 763,98 | 0,72 | 2.684,78 | 155% |
| <i>Reino Unido</i> | 429,18 | 1.186,12 | 11,45 | 5.015,22 | 276% |
| <i>França</i> | 325,53 | 668,87 | 4,60 | 2.792,57 | 205% |
| <i>Luxemburgo</i> | 325,19 | 385,47 | 0,00 | 1.191,91 | 119% |
| <i>Japão</i> | 261,36 | 293,73 | 14,55 | 1.045,81 | 112% |
| <i>Alemanha</i> | 193,93 | 165,09 | 27,19 | 496,58 | 85% |
| <i>Itália</i> | 174,58 | 288,16 | 1,40 | 1.135,22 | 165% |
| <i>Uruguai</i> | 130,78 | 115,56 | 20,09 | 410,47 | 88% |
| <i>Suíça</i> | 127,20 | 131,23 | 11,67 | 445,71 | 103% |
| <i>Canadá</i> | 118,65 | 136,94 | 0,00 | 496,39 | 115% |
| <i>Argentina</i> | 66,75 | 78,40 | 2,18 | 223,97 | 117% |
| <i>Austrália</i> | 38,31 | 71,46 | 0,00 | 242,79 | 187% |
| <i>Chile</i> | 36,96 | 67,29 | 0,00 | 272,42 | 182% |
| <i>Irlanda</i> | 33,39 | 75,67 | 0,00 | 262,59 | 227% |
| <i>Noruega</i> | 25,57 | 43,21 | 0,00 | 142,33 | 169% |
| <i>Suécia</i> | 22,18 | 34,51 | 0,00 | 132,62 | 156% |
| <i>Bélgica</i> | 20,62 | 56,95 | 0,00 | 228,46 | 276% |
| <i>Áustria</i> | 5,02 | 9,58 | 0,00 | 33,00 | 191% |

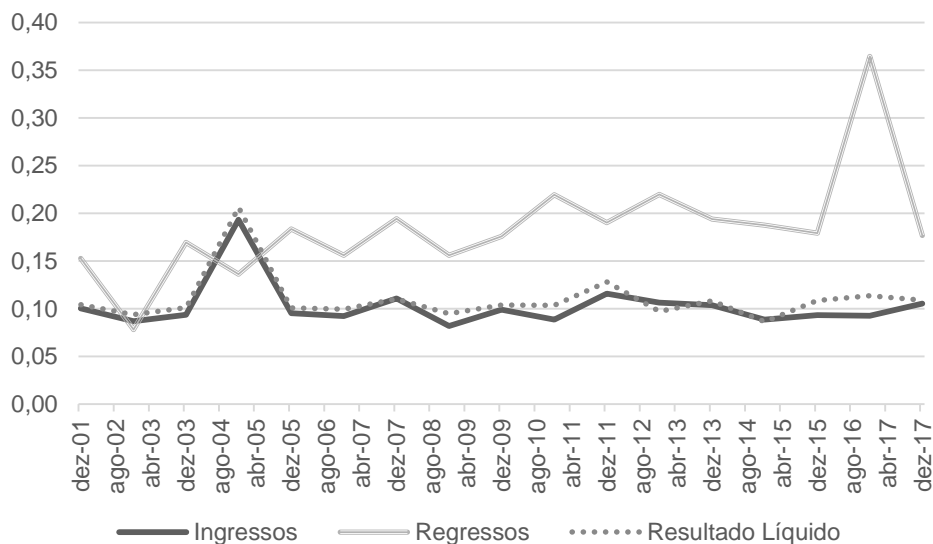
Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Tabela 6 – Estatísticas descritivas – Investimento Estrangeiro Direto no Brasil:
Resultado líquido (em bilhões de US\$)

| <i>País</i> | <i>Média</i> | <i>Desvio Padrão</i> | <i>Mínimo</i> | <i>Máximo</i> | <i>Coefficiente de Variação</i> |
|-----------------------|--------------|----------------------|---------------|---------------|---------------------------------|
| <i>Países Baixos</i> | 5.992,97 | 3.809,14 | 899,61 | 14.379,03 | 64% |
| <i>Estados Unidos</i> | 4.521,10 | 2.701,37 | 1.277,49 | 11.074,10 | 60% |
| <i>Luxemburgo</i> | 3.155,73 | 2.813,40 | -647,81 | 8.702,82 | 89% |
| <i>Espanha</i> | 2.375,67 | 2.363,26 | -821,81 | 8.041,84 | 99% |
| <i>França</i> | 1.763,68 | 1.193,57 | -637,13 | 3.447,20 | 68% |
| <i>Japão</i> | 1.740,97 | 1.785,10 | -129,76 | 7.323,00 | 103% |
| <i>Suíça</i> | 1.341,96 | 1.542,85 | -65,57 | 6.053,66 | 115% |
| <i>Alemanha</i> | 1.227,62 | 913,02 | 338,83 | 3.425,66 | 74% |
| <i>Canadá</i> | 890,30 | 502,65 | -260,75 | 1.854,60 | 56% |
| <i>Reino Unido</i> | 795,83 | 1.413,96 | -3.307,88 | 3.596,00 | 178% |
| <i>Chile</i> | 777,60 | 810,98 | -169,73 | 2.948,07 | 104% |
| <i>Noruega</i> | 698,60 | 724,96 | 27,14 | 2.444,56 | 104% |
| <i>Itália</i> | 597,84 | 808,46 | -881,64 | 2.834,96 | 135% |
| <i>México</i> | 460,15 | 478,65 | 24,43 | 1.661,17 | 104% |
| <i>Austrália</i> | 397,33 | 368,99 | 3,97 | 1.154,07 | 93% |
| <i>Coréia do Sul</i> | 386,98 | 345,07 | 4,12 | 1.075,49 | 89% |
| <i>Áustria</i> | 366,85 | 835,78 | 6,05 | 3.420,36 | 228% |
| <i>Hong Kong</i> | 316,72 | 525,94 | 10,62 | 2.076,55 | 166% |
| <i>Bélgica</i> | 279,66 | 299,22 | -153,89 | 988,03 | 107% |
| <i>Portugal</i> | 274,95 | 465,37 | -564,02 | 1.484,24 | 169% |
| <i>Suécia</i> | 219,85 | 213,42 | -77,78 | 668,18 | 97% |
| <i>China</i> | 216,49 | 286,33 | 4,35 | 878,78 | 132% |
| <i>Dinamarca</i> | 182,20 | 125,42 | 31,23 | 483,25 | 69% |
| <i>Cingapura</i> | 172,27 | 227,11 | 1,39 | 999,26 | 132% |
| <i>Uruguai</i> | 119,52 | 175,49 | -280,93 | 519,84 | 147% |
| <i>Irlanda</i> | 101,79 | 191,95 | -254,47 | 590,24 | 189% |
| <i>Colômbia</i> | 93,80 | 82,96 | 0,19 | 250,29 | 88% |
| <i>Peru</i> | 72,71 | 104,68 | 0,03 | 429,25 | 144% |
| <i>Finlândia</i> | 61,77 | 66,05 | 2,04 | 225,59 | 107% |
| <i>Nova Zelândia</i> | 55,75 | 174,72 | 0,00 | 752,28 | 313% |
| <i>Argentina</i> | 31,68 | 88,78 | -127,26 | 228,70 | 280% |
| <i>Hungria</i> | 27,29 | 47,60 | 0,00 | 183,27 | 174% |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Gráfico 1 – Evolução do Grau de Concentração dos Fluxos de Investimento Direto para o Brasil – Índice Herfindahl–Hirschman (HH)



O Índice Herfindahl–Hirschman foi calculado com o intuito de obtermos uma *proxy* sobre o nível de concentração dos fluxos de IED por país de origem. O mesmo representa o somatório do peso relativo de cada país (fluxo associado ao país *i* dividido pelos fluxos totais no período), e pode variar de 0 a 1, onde o valor máximo indicaria que somente um outro país responde por todos os fluxos do período. Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Tabela 8 – Correlação entre os fluxos de ingressos de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil

| | Alemanha | Argentina | Austrália | Áustria | Bélgica | Canadá | Chile | China | Cingapura | Colômbia | Coreia do Sul | Dinamarca | Espanha | Estados Unidos | Finlândia | França | Holanda | Hong Kong | Hungria | Irlanda | Itália | Japão | Luxemburgo | México | Noruega | Nova Zelândia | Peru | Portugal | Reino Unido | Suécia | Suíça | Uruguai |
|----------------|----------|-----------|-----------|---------|---------|--------|-------|-------|-----------|----------|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|--------|---------|-----------|---------|---------|--------|-------|------------|--------|---------|---------------|------|----------|-------------|--------|-------|---------|
| Alemanha | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Argentina | -0,33 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Austrália | -0,02 | 0,28 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Áustria | -0,25 | 0,01 | 0,29 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bélgica | 0,38 | 0,21 | 0,12 | -0,15 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Canadá | -0,12 | 0,58 | 0,69 | 0,04 | 0,41 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Chile | 0,27 | 0,25 | 0,09 | 0,07 | 0,37 | 0,25 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| China | 0,38 | -0,01 | -0,14 | 0,19 | 0,24 | -0,27 | 0,37 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Cingapura | 0,04 | 0,77 | 0,11 | -0,08 | 0,54 | 0,50 | 0,61 | 0,21 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Colômbia | 0,44 | 0,21 | 0,02 | 0,23 | 0,03 | 0,10 | 0,39 | 0,26 | 0,24 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Coreia do Sul | -0,08 | 0,45 | 0,56 | 0,67 | 0,25 | 0,45 | 0,51 | 0,37 | 0,50 | 0,29 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Dinamarca | 0,11 | 0,52 | 0,24 | 0,21 | 0,67 | 0,47 | 0,71 | 0,32 | 0,74 | 0,31 | 0,62 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Espanha | 0,41 | -0,15 | 0,40 | 0,13 | 0,45 | 0,36 | 0,23 | 0,35 | 0,24 | 0,05 | 0,46 | 0,24 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Estados Unidos | 0,32 | 0,49 | 0,30 | 0,11 | 0,41 | 0,39 | 0,79 | 0,47 | 0,75 | 0,48 | 0,71 | 0,73 | 0,45 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Finlândia | 0,73 | -0,15 | 0,22 | -0,05 | 0,11 | -0,10 | 0,26 | 0,35 | 0,04 | 0,44 | 0,25 | 0,17 | 0,37 | 0,47 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| França | 0,39 | 0,04 | 0,37 | 0,51 | 0,23 | 0,12 | 0,34 | 0,64 | 0,22 | 0,29 | 0,69 | 0,42 | 0,60 | 0,55 | 0,58 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Holanda | 0,37 | 0,18 | 0,26 | 0,22 | 0,48 | 0,36 | 0,63 | 0,42 | 0,55 | 0,27 | 0,68 | 0,50 | 0,69 | 0,76 | 0,35 | 0,49 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hong Kong | 0,28 | 0,07 | 0,31 | 0,25 | 0,26 | 0,28 | 0,28 | 0,29 | 0,33 | 0,18 | 0,56 | 0,19 | 0,71 | 0,59 | 0,33 | 0,51 | 0,78 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | |
| Hungria | -0,17 | 0,23 | 0,44 | 0,74 | -0,25 | 0,14 | 0,08 | 0,09 | -0,01 | 0,34 | 0,57 | 0,24 | -0,05 | 0,13 | 0,20 | 0,52 | -0,04 | -0,11 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | |
| Irlanda | 0,26 | 0,38 | -0,01 | -0,13 | 0,79 | 0,24 | 0,36 | 0,47 | 0,64 | -0,02 | 0,37 | 0,55 | 0,38 | 0,45 | 0,15 | 0,32 | 0,55 | 0,22 | -0,16 | 1,00 | | | | | | | | | | | | |
| Itália | 0,52 | 0,03 | -0,30 | -0,18 | 0,57 | -0,22 | 0,37 | 0,73 | 0,35 | 0,09 | 0,19 | 0,33 | 0,27 | 0,40 | 0,43 | 0,40 | 0,47 | 0,21 | -0,20 | 0,82 | 1,00 | | | | | | | | | | | |
| Japão | -0,01 | -0,02 | 0,62 | 0,40 | 0,23 | 0,46 | 0,21 | 0,17 | 0,17 | -0,09 | 0,66 | 0,25 | 0,84 | 0,38 | 0,22 | 0,57 | 0,57 | 0,68 | 0,23 | 0,17 | -0,01 | 1,00 | | | | | | | | | | |
| Luxemburgo | 0,21 | 0,20 | 0,11 | 0,42 | 0,36 | 0,04 | 0,54 | 0,67 | 0,40 | 0,36 | 0,67 | 0,71 | 0,32 | 0,59 | 0,46 | 0,70 | 0,46 | 0,11 | 0,52 | 0,53 | 0,57 | 0,31 | 1,00 | | | | | | | | | |
| México | 0,46 | 0,12 | 0,12 | -0,19 | 0,44 | 0,05 | 0,15 | 0,23 | 0,06 | 0,29 | 0,02 | 0,23 | -0,09 | 0,29 | 0,34 | 0,07 | 0,12 | 0,19 | -0,20 | 0,22 | 0,36 | -0,23 | 0,01 | 1,00 | | | | | | | | |
| Noruega | 0,53 | -0,01 | -0,03 | 0,33 | 0,60 | 0,01 | 0,34 | 0,59 | 0,33 | 0,35 | 0,48 | 0,45 | 0,51 | 0,38 | 0,42 | 0,64 | 0,59 | 0,35 | 0,23 | 0,71 | 0,74 | 0,29 | 0,69 | 0,16 | 1,00 | | | | | | | |
| Nova Zelândia | -0,09 | -0,06 | -0,01 | -0,09 | 0,18 | 0,13 | 0,69 | -0,08 | 0,13 | -0,07 | 0,14 | 0,34 | -0,08 | 0,28 | -0,03 | -0,14 | 0,20 | -0,05 | -0,12 | 0,04 | 0,08 | 0,09 | 0,14 | 0,11 | -0,10 | 1,00 | | | | | | |
| Peru | 0,10 | 0,24 | 0,58 | 0,12 | 0,15 | 0,36 | 0,03 | 0,16 | 0,21 | 0,00 | 0,50 | 0,27 | 0,49 | 0,33 | 0,57 | 0,58 | 0,23 | 0,19 | 0,48 | 0,28 | 0,17 | 0,59 | 0,53 | -0,13 | 0,29 | -0,14 | 1,00 | | | | | |
| Portugal | -0,17 | -0,15 | -0,03 | 0,16 | -0,17 | -0,07 | 0,02 | 0,35 | -0,07 | -0,10 | 0,05 | 0,13 | 0,24 | 0,08 | -0,11 | 0,31 | -0,12 | -0,08 | 0,12 | -0,20 | -0,17 | 0,23 | 0,27 | -0,41 | -0,17 | -0,08 | 0,14 | 1,00 | | | | |
| Reino Unido | 0,28 | 0,17 | 0,13 | 0,15 | 0,53 | 0,21 | 0,53 | 0,69 | 0,50 | 0,11 | 0,62 | 0,43 | 0,65 | 0,60 | 0,23 | 0,57 | 0,80 | 0,53 | -0,03 | 0,79 | 0,72 | 0,51 | 0,60 | 0,06 | 0,71 | 0,14 | 0,29 | 0,03 | 1,00 | | | |
| Suécia | 0,12 | 0,15 | 0,10 | 0,33 | 0,49 | 0,30 | 0,63 | 0,60 | 0,55 | 0,12 | 0,60 | 0,67 | 0,61 | 0,58 | 0,03 | 0,58 | 0,68 | 0,43 | 0,12 | 0,53 | 0,41 | 0,56 | 0,66 | -0,20 | 0,57 | 0,21 | 0,42 | 0,76 | 1,00 | | | |
| Suíça | -0,24 | 0,47 | 0,14 | 0,73 | 0,12 | 0,22 | 0,48 | 0,27 | 0,44 | 0,49 | 0,71 | 0,68 | -0,03 | 0,47 | -0,05 | 0,41 | 0,28 | 0,07 | 0,69 | 0,15 | 0,02 | 0,16 | 0,67 | -0,09 | 0,37 | 0,13 | 0,12 | 0,17 | 0,24 | 0,51 | 1,00 | |
| Uruguai | -0,02 | 0,76 | 0,36 | 0,11 | 0,33 | 0,55 | 0,18 | 0,07 | 0,73 | 0,24 | 0,58 | 0,54 | 0,27 | 0,53 | 0,26 | 0,42 | 0,36 | 0,24 | 0,37 | 0,54 | 0,22 | 0,28 | 0,48 | -0,07 | 0,38 | -0,27 | 0,66 | -0,09 | 0,35 | 0,29 | 0,42 | 1,00 |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Tabela 9 – Correlação entre os fluxos de regressos de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil

| | <i>Alemanha</i> | <i>Argentina</i> | <i>Austrália</i> | <i>Áustria</i> | <i>Bélgica</i> | <i>Canadá</i> | <i>Chile</i> | <i>Espanha</i> | <i>Estados Unidos</i> | <i>França</i> | <i>Holanda</i> | <i>Irlanda</i> | <i>Itália</i> | <i>Japão</i> | <i>Luxemburgo</i> | <i>Noruega</i> | <i>Portugal</i> | <i>Reino Unido</i> | <i>Suécia</i> | <i>Suíça</i> | <i>Uruguai</i> | |
|-----------------------|-----------------|------------------|------------------|----------------|----------------|---------------|--------------|----------------|-----------------------|---------------|----------------|----------------|---------------|--------------|-------------------|----------------|-----------------|--------------------|---------------|--------------|----------------|--|
| <i>Alemanha</i> | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Argentina</i> | 0,20 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Austrália</i> | -0,22 | 0,54 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Áustria</i> | 0,17 | -0,14 | -0,18 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Bélgica</i> | -0,19 | 0,36 | 0,54 | -0,01 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Canadá</i> | 0,03 | 0,23 | -0,30 | 0,10 | -0,16 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Chile</i> | -0,04 | 0,55 | 0,06 | -0,16 | -0,07 | 0,59 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Espanha</i> | 0,18 | 0,44 | 0,23 | -0,16 | 0,25 | 0,26 | 0,30 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | |
| <i>Estados Unidos</i> | 0,31 | 0,83 | 0,26 | 0,13 | 0,11 | 0,47 | 0,57 | 0,43 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | |
| <i>França</i> | -0,25 | -0,01 | -0,07 | -0,17 | -0,09 | 0,20 | 0,17 | 0,35 | -0,03 | 1,00 | | | | | | | | | | | | |
| <i>Holanda</i> | -0,05 | 0,52 | 0,35 | 0,17 | 0,62 | -0,07 | 0,13 | 0,44 | 0,44 | 0,00 | 1,00 | | | | | | | | | | | |
| <i>Irlanda</i> | -0,07 | 0,38 | -0,18 | -0,17 | -0,15 | 0,46 | 0,61 | 0,11 | 0,56 | 0,17 | 0,17 | 1,00 | | | | | | | | | | |
| <i>Itália</i> | 0,05 | 0,00 | -0,25 | 0,20 | -0,15 | 0,16 | 0,09 | -0,04 | 0,37 | -0,08 | 0,10 | 0,69 | 1,00 | | | | | | | | | |
| <i>Japão</i> | -0,14 | -0,25 | -0,17 | 0,15 | -0,21 | -0,19 | 0,04 | -0,01 | -0,33 | 0,62 | 0,05 | -0,20 | -0,20 | 1,00 | | | | | | | | |
| <i>Luxemburgo</i> | -0,35 | 0,02 | -0,10 | 0,15 | -0,10 | 0,22 | 0,20 | -0,12 | 0,24 | 0,01 | 0,14 | 0,56 | 0,46 | -0,22 | 1,00 | | | | | | | |
| <i>Noruega</i> | 0,02 | -0,10 | -0,14 | 0,52 | 0,20 | 0,02 | -0,14 | 0,21 | -0,09 | -0,12 | 0,37 | -0,17 | -0,14 | 0,09 | 0,14 | 1,00 | | | | | | |
| <i>Portugal</i> | 0,03 | 0,44 | 0,18 | 0,12 | 0,62 | 0,28 | 0,27 | 0,36 | 0,32 | -0,08 | 0,40 | 0,07 | -0,18 | -0,23 | -0,01 | 0,59 | 1,00 | | | | | |
| <i>Reino Unido</i> | -0,26 | -0,21 | 0,10 | -0,02 | -0,06 | -0,17 | -0,08 | -0,25 | -0,14 | -0,06 | -0,23 | -0,13 | -0,15 | -0,18 | 0,58 | -0,14 | -0,19 | 1,00 | | | | |
| <i>Suécia</i> | 0,38 | 0,37 | -0,14 | -0,04 | -0,21 | 0,80 | 0,69 | 0,53 | 0,54 | 0,09 | -0,08 | 0,37 | 0,01 | -0,25 | 0,04 | 0,04 | 0,29 | -0,14 | 1,00 | | | |
| <i>Suíça</i> | -0,09 | 0,53 | 0,54 | -0,08 | 0,44 | -0,11 | 0,24 | 0,03 | 0,45 | -0,12 | 0,53 | 0,50 | 0,49 | -0,17 | 0,24 | -0,18 | 0,10 | -0,21 | -0,13 | 1,00 | | |
| <i>Uruguai</i> | -0,02 | 0,17 | 0,44 | 0,43 | 0,01 | 0,04 | 0,00 | -0,19 | 0,32 | -0,25 | -0,10 | -0,06 | 0,13 | -0,26 | 0,14 | 0,08 | 0,15 | 0,17 | 0,02 | 0,20 | 1,00 | |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Tabela 10 – Correlação entre os fluxos líquidos de Investimento Estrangeiro Direto no Brasil

| | Alemanha | Argentina | Austrália | Áustria | Bélgica | Canadá | Chile | China | Cingapura | Colômbia | Coreia do Sul | Dinamarca | Espanha | Estados Unidos | Finlândia | França | Holanda | Hong Kong | Hungria | Irlanda | Itália | Japão | Luxemburgo | México | Noruega | Nova Zelândia | Peru | Portugal | Reino Unido | Suécia | Suíça | Uruguai | | | | |
|----------------|----------|-----------|-----------|---------|---------|--------|-------|-------|-----------|----------|---------------|-----------|---------|----------------|-----------|--------|---------|-----------|---------|---------|--------|-------|------------|--------|---------|---------------|-------|----------|-------------|--------|-------|---------|--|--|--|--|
| Alemanha | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Argentina | 0,02 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Austrália | -0,09 | -0,45 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Áustria | -0,24 | -0,48 | 0,29 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Bélgica | 0,39 | 0,23 | 0,10 | -0,30 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Canadá | -0,06 | -0,12 | 0,62 | 0,08 | 0,39 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Chile | 0,33 | -0,13 | 0,05 | 0,07 | 0,31 | 0,34 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| China | 0,44 | 0,05 | -0,14 | 0,19 | 0,16 | -0,16 | 0,36 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Cingapura | 0,09 | 0,39 | 0,11 | -0,08 | 0,53 | 0,53 | 0,61 | 0,21 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Colômbia | 0,46 | 0,09 | 0,02 | 0,23 | -0,02 | 0,20 | 0,39 | 0,26 | 0,24 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Coreia do Sul | -0,07 | -0,36 | 0,56 | 0,67 | 0,15 | 0,52 | 0,51 | 0,37 | 0,50 | 0,29 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Dinamarca | 0,16 | 0,08 | 0,24 | 0,21 | 0,59 | 0,52 | 0,68 | 0,32 | 0,74 | 0,31 | 0,62 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Espanha | 0,44 | -0,47 | 0,30 | 0,12 | 0,44 | 0,36 | 0,28 | 0,41 | 0,22 | 0,10 | 0,43 | 0,23 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Estados Unidos | 0,38 | 0,35 | -0,11 | -0,06 | 0,45 | 0,19 | 0,68 | 0,54 | 0,76 | 0,35 | 0,42 | 0,71 | 0,26 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Finlândia | 0,72 | -0,29 | 0,22 | -0,05 | 0,12 | 0,01 | 0,28 | 0,35 | 0,04 | 0,44 | 0,25 | 0,17 | 0,41 | 0,32 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| França | 0,44 | -0,66 | 0,24 | 0,47 | -0,08 | -0,01 | 0,12 | 0,55 | -0,28 | 0,18 | 0,40 | 0,02 | 0,59 | 0,02 | 0,61 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Holanda | 0,38 | -0,13 | 0,07 | 0,00 | 0,48 | 0,36 | 0,58 | 0,39 | 0,49 | 0,14 | 0,49 | 0,36 | 0,68 | 0,55 | 0,33 | 0,23 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hong Kong | 0,25 | -0,26 | 0,31 | 0,25 | 0,26 | 0,32 | 0,29 | 0,29 | 0,33 | 0,18 | 0,56 | 0,19 | 0,70 | 0,43 | 0,33 | 0,39 | 0,73 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Hungria | -0,13 | -0,39 | 0,44 | 0,74 | -0,38 | 0,19 | 0,08 | 0,09 | -0,01 | 0,34 | 0,57 | 0,24 | -0,06 | -0,11 | 0,20 | 0,42 | -0,27 | -0,11 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Irlanda | 0,16 | 0,38 | -0,20 | -0,07 | 0,73 | 0,14 | 0,32 | 0,49 | 0,59 | -0,04 | 0,33 | 0,56 | 0,27 | 0,59 | 0,01 | -0,05 | 0,57 | 0,24 | -0,28 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Itália | 0,58 | 0,08 | -0,17 | -0,09 | 0,51 | -0,09 | 0,46 | 0,73 | 0,37 | 0,01 | 0,29 | 0,40 | 0,40 | 0,58 | 0,48 | 0,42 | 0,56 | 0,24 | -0,10 | 0,73 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| Japão | -0,03 | -0,75 | 0,60 | 0,41 | 0,17 | 0,41 | 0,17 | 0,14 | 0,07 | -0,10 | 0,63 | 0,18 | 0,77 | -0,04 | 0,26 | 0,56 | 0,46 | 0,67 | 0,22 | 0,04 | 0,10 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | | |
| Luxemburgo | 0,25 | -0,22 | 0,09 | 0,46 | 0,22 | 0,15 | 0,53 | 0,64 | 0,36 | 0,35 | 0,67 | 0,71 | 0,33 | 0,51 | 0,46 | 0,50 | 0,35 | 0,13 | 0,51 | 0,47 | 0,59 | 0,29 | 1,00 | | | | | | | | | | | | | |
| México | 0,43 | 0,30 | 0,12 | -0,19 | 0,45 | -0,03 | 0,11 | 0,23 | 0,06 | 0,29 | 0,02 | 0,23 | -0,05 | 0,37 | 0,34 | 0,03 | 0,09 | 0,19 | -0,20 | 0,28 | 0,28 | -0,18 | 0,01 | 1,00 | | | | | | | | | | | | |
| Noruega | 0,58 | -0,10 | -0,03 | 0,33 | 0,52 | 0,12 | 0,35 | 0,59 | 0,33 | 0,35 | 0,48 | 0,45 | 0,56 | 0,37 | 0,42 | 0,53 | 0,53 | 0,35 | 0,23 | 0,63 | 0,73 | 0,30 | 0,66 | 0,16 | 1,00 | | | | | | | | | | | |
| Nova Zelândia | -0,07 | -0,30 | -0,01 | -0,09 | 0,19 | 0,16 | 0,68 | -0,08 | 0,13 | -0,07 | 0,14 | 0,34 | -0,03 | 0,18 | -0,03 | -0,08 | 0,24 | -0,05 | -0,12 | 0,08 | 0,11 | 0,11 | 0,16 | 0,11 | -0,10 | 1,00 | | | | | | | | | | |
| Peru | 0,11 | -0,39 | 0,58 | 0,12 | 0,13 | 0,42 | 0,04 | 0,16 | 0,21 | 0,00 | 0,50 | 0,27 | 0,45 | 0,05 | 0,57 | 0,45 | 0,17 | 0,19 | 0,48 | 0,05 | 0,24 | 0,58 | 0,50 | -0,13 | 0,29 | -0,14 | 1,00 | | | | | | | | | |
| Portugal | 0,03 | 0,29 | -0,66 | -0,43 | -0,02 | -0,22 | 0,05 | -0,06 | 0,06 | -0,24 | -0,50 | -0,23 | -0,04 | 0,17 | -0,31 | -0,24 | 0,05 | -0,13 | -0,56 | 0,07 | 0,07 | -0,41 | -0,33 | -0,31 | -0,20 | 0,05 | -0,50 | 1,00 | | | | | | | | |
| Reino Unido | 0,30 | 0,19 | 0,12 | 0,14 | 0,24 | 0,11 | -0,18 | 0,55 | 0,26 | 0,14 | 0,32 | 0,05 | 0,50 | 0,23 | 0,24 | 0,35 | 0,38 | 0,45 | 0,04 | 0,46 | 0,46 | 0,25 | 0,25 | 0,05 | 0,58 | -0,71 | 0,34 | -0,12 | 1,00 | | | | | | | |
| Suécia | 0,21 | -0,13 | 0,00 | 0,33 | 0,37 | 0,32 | 0,62 | 0,62 | 0,54 | 0,12 | 0,55 | 0,63 | 0,58 | 0,54 | -0,01 | 0,31 | 0,60 | 0,42 | 0,08 | 0,52 | 0,51 | 0,41 | 0,60 | -0,20 | 0,58 | 0,19 | 0,10 | 0,10 | 0,33 | 1,00 | | | | | | |
| Suíça | -0,19 | -0,02 | 0,12 | 0,72 | -0,01 | 0,29 | 0,45 | 0,29 | 0,46 | 0,48 | 0,71 | 0,69 | -0,03 | 0,41 | -0,06 | 0,09 | 0,08 | 0,08 | 0,66 | 0,26 | 0,06 | 0,10 | 0,70 | -0,07 | 0,38 | 0,11 | 0,12 | -0,33 | 0,06 | 0,50 | 1,00 | | | | | |
| Uruguai | 0,01 | 0,28 | 0,22 | 0,12 | 0,21 | 0,27 | -0,20 | -0,08 | 0,48 | 0,09 | 0,31 | 0,24 | 0,11 | 0,26 | 0,18 | -0,04 | 0,00 | 0,23 | 0,32 | 0,20 | 0,07 | 0,08 | 0,13 | 0,02 | 0,28 | -0,55 | 0,49 | -0,20 | 0,48 | -0,04 | 0,24 | 1,00 | | | | |

Fonte: Banco Central do Brasil. Elaboração própria.

Tabela 11 – Variáveis utilizadas nos modelos estimados

| <i>Variáveis</i> | <i>Fonte</i> |
|---|---|
| Fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (ingressos e regressos por país em US\$ bilhões) | Banco Central do Brasil (BCB) |
| Produto Interno Bruto (em US\$ milhões correntes) | International Monetary Fund (IMF) |
| (crescimento real em %) | International Monetary Fund (IMF) |
| (per capita em US\$ milhares) | International Monetary Fund (IMF) |
| Taxa de câmbio real efetiva (índice) | Bank of International Settlements (BIS) |
| Grau de abertura comercial* (soma exportações e importações como % do PIB) | World Bank (WB) |
| Estoque de crédito privado* (setor não financeiro – em % do PIB) | Bank of International Settlements (BIS) |
| Heritage Index of Economic Freedom* (índice de 0 a 100) | Heritage Foundation |

*Os indicadores foram utilizados nos modelos de robustez, apresentados no anexo do presente trabalho. Fonte: Elaboração própria.

ANEXO II – ANÁLISE DE ROBUSTEZ

Com o intuito de avaliar a robustez das conclusões expressas na seção de Análise Resultados, serão apresentados a seguir alguns modelos alternativos, que partem de uma base de dados com um número menor de países, utilizam outras variáveis ou formas funcionais²⁷. Algumas especificações apresentam resultados consistentes com as conclusões apresentadas na seção supracitada, mas as magnitudes dos coeficientes mudam de forma relevante, corroborando a hipótese levantada por vários autores de que a identificação dos determinantes dos fluxos de investimento direto sejam extremamente sensíveis ao método e às variáveis utilizadas.

No caso da mudança do painel, foi adotada como premissa para a exclusão de países aqueles que tivessem um fluxo médio inferior à mediana dos fluxos em todo o período de observação. Com isso, reduzimos a amostra de países para a seguinte configuração, obtendo painéis que representam entre 83 e 88% dos fluxos médios observados entre 2001 e 2017.

Base de dados – Lista de países por ordem alfabética:

| | <i>Ingresso</i> | <i>Regresso</i> | <i>Líquido</i> |
|----|-----------------|-----------------|----------------|
| 1 | Alemanha | Alemanha | Alemanha |
| 2 | Austrália | Espanha | Austrália |
| 3 | Canadá | Estados Unidos | Canadá |
| 4 | Chile | França | Chile |
| 5 | Espanha | Itália | Coréia do Sul |
| 6 | Estados Unidos | Japão | Espanha |
| 7 | França | Luxemburgo | Estados Unidos |
| 8 | Itália | Países Baixos | França |
| 9 | Japão | Portugal | Itália |
| 10 | Luxemburgo | Reino Unido | Japão |
| 11 | México | Uruguai | Luxemburgo |
| 12 | Noruega | | México |
| 13 | Países Baixos | | Noruega |
| 14 | Portugal | | Países Baixos |
| 15 | Reino Unido | | Reino Unido |
| 16 | Suíça | | Suíça |

Fonte: Elaboração própria.

²⁷ Apesar da validade como ferramenta para o contraste em caso de quebras estruturais, diante da existência de séries temporais relativamente curtas, foi feita a opção por não estimar modelos em subperíodos da amostra. Tal opção, no entanto, poderá ser explorada conforme novos dados sejam publicamente disponibilizados. Nesse sentido, poderiam ser explorados tanto o impacto de fatores globais, como a crise financeira internacional, quanto aspectos domésticos, tais como a implementação de reformas estruturais.

As dificuldades decorrentes da restrição de dados tornam algumas comparações inviáveis, tais como a análise da função impulso-resposta para o Modelo 1 dos ingressos – na versão com a base restrita não obtemos a estabilidade desejada, conforme indicado pelo teste de raiz unitária. A seguir, é apresentada uma tabela que representa as especificações mais próximas possível daquelas apresentadas na Seção de Análise de Resultados.

Tabela 1 – Resultados Estimação pVAR – Comparação entre estimações para fluxos de ingresso IED:

| Variáveis em log | Painel restrito | | | | Painel completo | | | |
|----------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) |
| L1. Fluxo em análise | 0.1630 (0.115) | 0.1767 (0.151) | 0.3139 (0.277) | 0.3065** (0.130) | 0.4999*** (0.080) | 0.5351*** (0.088) | 0.3962*** (0.096) | 0.3463*** (0.107) |
| L1. REER Brasil | | | -2.2024*** (0.526) | | | | 0.3358 (0.315) | |
| L1. Taxa de Juros Brasil | | -1.2167** (0.520) | -1.7173** (0.701) | -0.3838 (0.559) | | -0.9728*** (0.315) | -1.1950*** (0.331) | -0.6701* (0.383) |
| L1. PIB per capita Brasil | 4.4820*** (1.423) | -0.3205 (1.836) | 0.3457 (3.188) | 1.6619 (2.587) | 3.3133*** (0.805) | 0.4772 (1.109) | -0.0253 (1.262) | 1.9427 (1.488) |
| L1. PIB per capita ext. | -3.4245 (3.495) | 6.8959* (3.590) | 25.2550*** (5.210) | 2.8461 (3.841) | 0.8467 (0.776) | 1.5471** (0.678) | 3.0941** (1.432) | 2.9856* (1.685) |
| REER ext. | | | 16.6117*** (3.538) | 0.4297 (1.464) | | | 2.7358*** (1.037) | 3.9768*** (1.186) |
| REER Brasil | | | | 0.5592* (0.301) | | | | 0.1757 (0.319) |
| <i>Observações</i> | 208 | 240 | 208 | 240 | 491 | 491 | 476 | 476 |
| <i>Número de Países</i> | 16 | 16 | 16 | 16 | 33 | 33 | 32 | 32 |
| <i>Data inicial</i> | 2004 | 2002 | 2004 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 |
| <i>Data Final</i> | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 |
| <i>Função Critério GMM</i> | 0.183 | 0.170 | 0.890 | 0.000 | 0.113 | 0.000 | 0.352 | 0.235 |

Fonte: Elaboração própria.

Assim como sugerido pela literatura, a tabela acima mostra que a robustez dos resultados identificados para as equações de ingresso é muito frágil. A defasagem do próprio fluxo, que surgiu como estatisticamente significativa em todas as especificações para o painel completo apresenta coeficientes com menor convergência em termos de magnitude e sem a significância para grande parte dos resultados. As elasticidades associadas às duas variáveis externas – isto é, taxa de câmbio efetiva real REER e PIB per capita externo, possuem aspectos qualitativos similares, tais como significância estatística e sinal associado ao coeficiente. A magnitude dos mesmos, no entanto, mostra-se demasiadamente alta, indicando que um aumento de 1% no PIB per capita geraria um aumento do ingresso de fluxos de IED de 25% para o Brasil – um resultado que não é razoável.

Tabela 2 – Resultados Estimação pVAR – Comparação entre estimações para fluxos de regresso IED:

| Variáveis | Painel restrito | | | | Painel completo | | | |
|---------------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) | Modelo (1) | Modelo (2) | Modelo (3) | Modelo (4) |
| L1. Fluxo em análise | 0.1632* (0.097) | -0.0085 (0.102) | -0.0213 (0.106) | 0.0241 (0.087) | 0.0635 (0.102) | -0.0272 (0.122) | -0.0159 (0.107) | -0.0141 (0.108) |
| L1. REER Brasil | | | 1.2176** (0.556) | | | | 1.9135** (0.804) | |
| L1. Taxa de Juros Brasil | | -2.2984*** (0.810) | -1.6734*** (0.551) | -3.7932*** (0.843) | | -3.0824*** (0.927) | -2.0985*** (0.800) | -3.3443*** (0.789) |
| L1. PIB per capita Brasil | 1.4448 (1.358) | -4.9902** (2.162) | -6.7157*** (2.193) | -8.9170*** (1.936) | 4.3033** (2.074) | -5.5571* (3.204) | -6.2575** (2.818) | -6.5842** (2.870) |
| L1. PIB per capita ext. | -1.0726 (1.916) | 0.5417 (1.233) | 9.2411** (4.149) | 1.0627 (3.508) | -7.8996*** (2.151) | 2.1382 (1.674) | -1.6113 (8.085) | 0.4776 (7.043) |
| REER ext. | | | -0.5892 (2.304) | -4.0758 (2.944) | | | -3.7641 (3.845) | -2.9289 (3.472) |
| REER Brasil | | | | -2.2357*** (0.566) | | | | |
| Observações | 164 | 153 | 139 | 129 | 279 | 279 | 264 | 264 |
| Número de Países | 11 | 11 | 10 | 10 | 21 | 21 | 20 | 20 |
| Data inicial | 2002 | 2003 | 2003 | 2004 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 |
| Data Final | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 |
| Função Critério GMM | 0.000 | 0.349 | 0.485 | 0.633 | 0.127 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Fonte: Elaboração própria.

Curiosamente, as discrepâncias entre os resultados gerados pelo painel restrito e pela versão com a base de dados completa não são tão grande no caso dos fluxos de regressos. Ainda que existam diferenças relevantes, as principais variáveis significativas mantiveram essa característica, chegando inclusive a apresentar elasticidades similares em alguns casos – como aqueles relacionados a taxa de juros Brasil. À exceção do Modelo 1, as novas especificações também evidenciam que a persistência dos fluxos observada nas equações para os fluxos de ingresso não se verificam aqui.

Outra forma de testar a robustez das conclusões retratadas na Seção de Resultados é através da substituição das variáveis por outras séries que guardem relação com os aspectos elencados como relevantes pela literatura. Nesse sentido, serão apresentadas a seguir especificações estimadas para o log dos ingressos²⁸ com outras variáveis econômicas, tais como o grau de abertura comercial, a variação do estoque de crédito privado e *proxies* da qualidade institucional brasileira.

²⁸ A opção pela análise mais detida dos fluxos de ingressos de investimento estrangeiro direto neste capítulo guarda relação com o tamanho da amostra e a sua relevância na composição total dos fluxos. As conclusões são similares para o caso dos outros fluxos.

Tabela 3 – Resultados Estimação pVAR – Comparação entre estimações para fluxos de ingresso IED:

| <i>Variáveis em log</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> | <i>Modelo (4)</i> | <i>Modelo (5)</i> | <i>Modelo (6)</i> | <i>Modelo (7)</i> | <i>Modelo (8)</i> | <i>Modelo (9)</i> |
|--|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| L1. Fluxo em análise | 0.4999*** (0.080) | 0.5351*** (0.088) | 0.3962*** (0.096) | 0.3463*** (0.107) | 0.4095*** (0.098) | 0.1052 (0.089) | 0.4634*** (0.092) | 0.4533*** (0.089) | 0.4521*** (0.079) |
| L1. Taxa de Juros Brasil | | -0.9728*** (0.315) | -1.1950*** (0.331) | -0.6701* (0.383) | -1.5030*** (0.315) | -1.6047*** (0.476) | -2.0833*** (0.273) | -1.1027*** (0.274) | -1.7120*** (0.359) |
| L1. PIB per capita Brasil | 3.3133*** (0.805) | 0.4772 (1.109) | -0.0253 (1.262) | 1.9427 (1.488) | -1.3612 (1.253) | -2.5239 (2.336) | 3.9971** (1.699) | 0.9893 (1.532) | -2.2802** (1.141) |
| L1. PIB per capita ext. | 0.8467 (0.776) | 1.5471** (0.678) | 3.0941** (1.432) | 2.9856* (1.685) | 2.4812*** (0.782) | 2.9592** (1.288) | 3.0346*** (0.857) | 2.3694*** (0.720) | 2.4091*** (0.850) |
| REER ext. | | | 2.7358*** (1.037) | 3.9768*** (1.186) | | | | | |
| REER Brasil | | | | 0.1757 (0.319) | | | | | |
| L1. Grau de abertura comercial | | | | | 1.0953 (1.110) | | | | |
| L1. Estoque de crédito privado ext. | | | | | | 3.7942** (1.822) | | | |
| L1. Índice de Liberdade Econômica* | | | | | | | 16.4072*** (3.634) | | |
| L1. Índice de Liberdade Econômica* - Carga Tributária | | | | | | | | 0.5280 (1.009) | |
| L1. Índice de Liberdade Econômica* - Comércio Exterior | | | | | | | | | 3.0220** (1.470) |
| <i>Observações</i> | 491 | 491 | 476 | 476 | 488 | 446 | 491 | 491 | 491 |
| <i>Número de Países</i> | 33 | 33 | 32 | 32 | 33 | 30 | 33 | 33 | 33 |
| <i>Data inicial</i> | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 | 2002 |
| <i>Data Final</i> | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 |
| <i>Função Critério GMM</i> | 0.113 | 0 | 0.352 | 0.235 | 0.194 | 0.199 | 0.661 | 0.408 | 0.564 |

*O Índice de Liberdade Econômica (Index of Economic Freedom) é um índice calculado pela Heritage Foundation que classifica o grau de liberdade econômica em uma escala de 0 a 100, levando em consideração diferentes aspectos relacionados ao tamanho do governo, eficiência regulatória e abertura dos mercados. Um aumento do mesmo é equivalente a um maior grau de liberdade para o componente analisado. Fonte: Elaboração própria.

Como é possível notar na Tabela 3, as novas especificações (Modelos 5 a 9) mostram resultados similares em termos de magnitude e significância estatística para as defasagens dos próprios fluxos de ingressos, para a taxa de juros Brasil e para o PIB per capita externo. As variáveis incluídas somente nesses modelos, no entanto, nem sempre apresentam significância estatística. Por um lado, o estoque de crédito privado para empresas não-financeiras apresenta tal característica e possui um coeficiente positivo, sugerindo que um aumento do crédito no país de origem dos recursos reforçaria os fluxos de ingresso para o Brasil (1% a mais de crédito aumentaria o fluxo em cerca de 3,8%). Por outro lado, o grau de abertura comercial – isto é, a soma das importações e exportações – aponta para uma relação quase 1:1 entre tal variável e os fluxos de ingresso, mas não é estatisticamente significativo²⁹.

Ainda na mesma Tabela, são apresentadas especificações que incluem séries que buscam capturar aspectos institucionais da economia brasileira³⁰. Em linha com a hipótese levantada pela literatura, os coeficientes sugerem que uma melhora do ambiente institucional – aferida como um aumento do grau de liberdade econômica – levaria a um aumento dos fluxos de investimento direto direcionados ao país. A elasticidade chega a ser bastante alta no caso do índice composto da *Heritage Foundation*, apresentando magnitudes mais modestas para alguns de seus subcomponentes. A partir da avaliação de outras medidas exploradas na Seção de Resultados, encontramos sinais de que a evolução institucional adicione bastante informação ao modelo, conforme sugerido não só pelo coeficiente de determinação, mas também pela decomposição da variância: a parte explicada por estas variáveis alterna entre 7 e 34% se considerarmos um horizonte longo (10 anos).

Por fim, como exemplo ilustrativo, são apresentados na Tabela 4 os resultados estimados a partir das séries em delta. No caso dos ingressos, surge uma estabilidade clara para o sinal associado à taxa de juros Brasil, indicando que um aumento de 1 ponto percentual na mesma em um dado período levaria à uma redução de 9 a 17 pontos percentuais no fluxo de ingressos de IED no período seguinte. Outra variável que apresenta significância estatística e

²⁹ É interessante notar que a decomposição da variância revela, no entanto, que o grau de abertura comercial responde por uma parte maior da variância do que mudança no estoque de crédito privado. Desta forma, é razoável afirmar que medidas que influenciam a corrente de comércio entre os diferentes países poderiam, em tese, afetar o ingresso de investimento direto Brasil.

³⁰ Na medida em que existem poucas séries históricas que busquem caracterizar aspectos institucionais, sobretudo para uma ampla gama de países e em um período extenso, surgem importantes limitações para a análise do impacto de variáveis institucionais através da metodologia pVAR. No entanto, haja vista a proeminência da hipótese de influências destes fatores, optou-se por mostrar especificações que reflitam este aspecto com o indicador institucional disponível para todo o período e amostra considerada.

coeficiente negativo nos diferentes modelos, mas cuja magnitude é muito pequena, é a própria defasagem dos fluxos. No contraste com os resultados base indicados previamente, chama atenção a importância das características da economia brasileira em contraste aos modelos que indicavam uma relevância maior para o contexto das economias que remetem os recursos. A avaliação em primeira diferença é, portanto, consistente com as evidências encontradas em Pederiva (2015).

Tabela 4 – Resultados Estimação pVAR – Comparação entre estimações para fluxos de ingresso IED:

| <i>Variáveis em primeira diferença (delta)</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> | <i>Modelo (4)</i> | <i>Modelo (5)</i> | <i>Modelo (6)</i> |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| L1. Fluxo em análise | -0.0244*** (0.004) | -0.0208*** (0.006) | -0.0194*** (0.004) | -0.0146** (0.007) | -0.0201*** (0.004) | -0.0272*** (0.006) |
| L1. REER Brasil | | | 14.0133** (6.090) | | | |
| L1. Taxa de Juros Brasil | | -15.0854** (7.423) | -11.9314* (7.115) | -17.0761* (9.280) | -14.6887** (7.472) | -8.7454** (4.385) |
| L1. PIB real | 0.4419 (0.669) | 0.9719 (1.006) | 1.0448 (0.905) | 0.8899 (0.866) | 0.7580 (0.768) | 0.0824 (0.269) |
| L1. PIB real ext. | 1.0039** (0.449) | 0.5429* (0.311) | 0.3925 (0.275) | 0.5064* (0.305) | 0.5258* (0.293) | 0.4618* (0.246) |
| REER ext. | | | 23.7056 (23.519) | 27.5920 (28.712) | | |
| REER Brasil | | | | -10.6466 (12.977) | | |
| L1. Taxa de Juros ext. | | -0.0807 (0.225) | | | | |
| L1. Grau de abertura comercial | | | | | -2.2739 (10.623) | |
| L1. Estoque de crédito privado ext. | | | | | | 10.5687 (10.749) |
| <i>Observações</i> | 458 | 419 | 444 | 444 | 455 | 416 |
| <i>Número de Países</i> | 33 | 31 | 32 | 32 | 33 | 30 |
| <i>Data inicial</i> | 2003 | 2003 | 2003 | 2003 | 2003 | 2003 |
| <i>Data Final</i> | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 | 2016 |
| <i>Função Critério GMM</i> | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

Fonte: Elaboração própria.

Tendo em vista a pergunta que este estudo visa responder, os modelos estimados a partir das séries em diferença parecem ser menos relevantes à luz da decomposição da variância explicada pelos mesmos. Conforme é possível notar abaixo, entre 96 e 98% da variância estão associados aos *lags* do ingresso de IED, sugerindo que as outras variáveis, embora estatisticamente significantes, contribuem pouco para explicar a variação observada nos fluxos no período compreendido entre 2001 e 2017.

Tabela 5 – Resultados pVAR: Variância explicada pela defasagem dos fluxos de ingresso - modelos com variáveis em primeira diferença:

| | <i>lags</i> | <i>Modelo (1)</i> | <i>Modelo (2)</i> | <i>Modelo (3)</i> | <i>Modelo (4)</i> | <i>Modelo (5)</i> | <i>Modelo (6)</i> |
|------------------|-------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| <i>Ingressos</i> | 0 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| | 1 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| | 2 | 0.985 | 0.976 | 0.978 | 0.973 | 0.978 | 0.972 |
| | 3 | 0.981 | 0.974 | 0.971 | 0.970 | 0.975 | 0.966 |
| | 4 | 0.979 | 0.973 | 0.970 | 0.970 | 0.975 | 0.963 |
| | 5 | 0.978 | 0.973 | 0.970 | 0.970 | 0.975 | 0.962 |
| | 6 | 0.977 | 0.973 | 0.970 | 0.970 | 0.975 | 0.961 |
| | 7 | 0.976 | 0.973 | 0.970 | 0.970 | 0.975 | 0.961 |
| | 8 | 0.976 | 0.973 | 0.969 | 0.970 | 0.975 | 0.961 |
| | 9 | 0.976 | 0.973 | 0.969 | 0.970 | 0.975 | 0.961 |
| | 10 | 0.976 | 0.973 | 0.969 | 0.970 | 0.975 | 0.961 |

Fonte: Elaboração própria.