CC BY

A Economia em Revista
maio/agosto 2020, v. 28, n. 2, p. 55–71

O INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO (IED) E SEUS DETERMINANTES: UMA ANALISE PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERIODO 1995-2016 A PARTIR DE UM MODELO VEC

Odirlei Fernando Dal Moro[1]
Ednaldo Michellon[2]
Bruno Reinoso Hybner[3]
Leandro Nunes Soares da Silva[4]

RESUMO: Do ponto de vista do equilíbrio das contas externas da economia brasileira é indubitável a importância do fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED), sendo que sua relevância também pode ser estendida para o avanço produtivo do país. É notável também que o Brasil se tornou um grande receptor de liquidez internacional a partir de 1995, tendo-se algumas inflexões nos momentos de incerteza. Dentro deste cenário, o objetivo deste artigo foi analisar os fatores que contribuíram para o comportamento do Investimento Estrangeiro Direto (IED) na economia brasileira entre 1995 e 2016. As variáveis selecionadas para explicar em parte este comportamento foram o Produto Interno Bruto (PIB), o juro (taxa SELIC) e a taxa de câmbio real. Para o presente trabalho as variáveis foram transformadas em reais (R$), quando necessário, e deflacionadas para valores de janeiro de 1995, considerando-se como deflator o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os resultados apontaram que o PIB foi a variável com maior poder de explicação para o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto no período, seguido dos juros e da taxa de câmbio real. Para alcançar o objetivo proposto e dentro da justificativa apresentada este trabalho adotou como metodologia o modelo de Vetores Auto regressivos (VAR) e o modelo de correção de erros (VEC).

Palavras-chave: Produto Interno Bruto; Taxa Selic; Taxa de Câmbio Real.

ABSTRACT: From the point of view of the balance of the external accounts of the Brazilian economy, the importance of the flow of Foreign Direct Investment (FDI) is undoubted, and its relevance can also be extended to the country's productive advance. It is also noteworthy that Brazil has become a major recipient of international liquidity since 1995, with some inflections in times of uncertainty. Within this scenario, the objective of this article was to analyze the factors that contributed to the behavior of Foreign Direct Investment (FDI) in the Brazilian economy between 1995 and 2016. The variables selected to partially explain this behavior were the Gross Domestic Product (GDP), interest (SELIC rate) and the real exchange rate. For the present work, the variables were transformed into reais (R $), when necessary, and deflated to January 1995 values, considering the Broad Consumer Price Index (IPCA) as a deflator. The results showed that GDP was the variable with the greatest explanatory power for the flow of Foreign Direct Investment in the period, followed by interest and the real exchange rate. To achieve the proposed objective and within the justification presented, this work adopted the methodology of the Auto regressive vectors (VAR) and the error correction model (VEC) as methodology.

Key words: Gross Domestic Product; Selic rate; Real Exchange Rate.

Data da submissão: 01-09-2020
Data do aceite: 17-12-2020

1. INTRODUÇÃO

Com a abertura econômica e financeira do início dos anos 1990, a renegociação da dívida externa nos moldes do Plano Brady (1994) e do êxito do Plano Real (1993/94), o Investimento Estrangeiro Direto (IED) voltou ao Brasil

[1] Doutor em Teoria Econômica (PCE-UEM) e professor do Departamento de Administração da Universidade Federal do Mato Grosso do Sul (UFMS). E-mail: odirleifernando@yahoo.com.br

[2] Doutor em Ciências Econômicas pela Unicamp e professor do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE-UEM). E-mail: emichellon@uem.br

[3] Doutor em Teoria Econômica (PCE-UEM) e professor do Departamento de Economia (DCO) da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: brunorhybner@gmail.com

[4] Doutor em Teoria Econômica (PCE-UEM) e economista na Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: ssnleandro@yahoo.com.br

atingindo expressivos valores durante a década de 1990, especialmente a partir da segunda metade, dentro do governo do presidente Fernando Henrique Cardoso (FHC). Enquanto na década de 1980 (1981-1990) o Investimento Estrangeiro Direto (IED) como proporção do PIB representou em média 0,62%, na década imediatamente posterior, 1990, este percentual subiu para 1,89%.[5] Dentro de um cenário em que a economia brasileira cresceu mais que a década anterior, levando a entender que o crescimento do Investimento Estrangeiro Direto foi indiscutivelmente superior.

Do ponto de vista histórico, a atração de divisas mostrou-se favorável a economia brasileira basicamente por dois pontos: (i) por contribuir para com a minimização dos persistentes déficits em transações correntes, fechando, assim, o balanço de pagamentos; e, (ii) pelo fato de impulsionar o desenvolvimento interno com a entrada de novas tecnologias, gerando emprego e renda. Contudo, um dos pontos negativos é o envio de lucros ao exterior, que provoca um déficit persistente na conta de rendas e, consequentemente, maior pressão na conta capital e financeira para equilibrar as contas externas.

Por outro lado, a expansão econômica mundial fez com que muitas empresas buscassem outros países para ampliar a sua produção, não se concentrando apenas na atividade de exportação, mas também de produção do bem próximo do mercado consumidor ou da matéria prima mais barata, seja ela capital ou trabalho. Nesse sentido, o presente tema encontra uma justificativa em seu estudo, visto que o Investimento Estrangeiro Direto (IED) tende a ter um efeito multiplicador dos investimentos na economia.

Como objetivo geral, busca-se analisar os fatores determinantes para o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) na economia brasileira no período compreendido entre 1995 e 2016. A escolha do período deu-se por conta da disponibilidade dos dados e por agrupar o maior número de mandatos presidenciais tendo-se o real como moeda. Para o cumprimento de tais objetivos utilizou-se como variáveis explicativas o Produto Interno Bruto (PIB), a taxa básica de juros (SELIC) e a taxa real de câmbio. No que diz respeito a metodologia utilizada optou-se pelo modelo de Vetores Auto regressivos (VAR) e pelo modelo de correção de erros (VEC).

Para cumprir os objetivos propostos e justificar o trabalho com a metodologia utilizada o mesmo divide-se em três partes além desta introdução e das considerações finais. Na primeira parte, será apresentado uma análise histórica sobre o Investimento Estrangeiro Direto (IED) no Brasil, contextualizando-o com os principais acontecimentos da economia brasileira, bem como uma revisão de literatura. Na segunda parte será exposto a metodologia do trabalho. Por fim, na terceira parte, serão demonstrados os resultados.

2. **CONTEXTUALIZAÇÃO HISTÓRICA E REVISÃO DE LITERATURA**

2.1 O INVESTIMENTO ESTRANGEIRO DIRETO (IED) E A ECONOMIA BRASILEIRA

Ao final da década de 1970 e início dos anos 1980 o desequilíbrio das contas externas e o problema da dívida externa era uma realidade na economia brasileira (COUTO; DAL MORO, 2017). O fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) caiu consideravelmente nos anos seguintes atingindo a razão de 0,12% do PIB no ano de 1986 (Gráfico 1), a menor taxa histórica (BCB, 2017a; BCB 2017c; IPEADATA, 2017a). No que diz respeito às medidas econômicas adotadas nos primeiros anos da década de 1980, destaca-se, dentre outras, a maxidesvalorização cambial, que na prática objetivava minimizar os déficits em transações correntes, objetivo este cumprido com êxito, porém tendo-se como custos a queda do crescimento econômico[6] e a mudança de patamar da inflação (CARNEIRO; MODIANO, 1990).

[5] Ver BCB (2017a; 2017c) e Ipeadata (2017a).

[6] Sobre este ponto também contribuiu decisivamente a redução da absorção interna, representado no corte dos gastos públicos, diminuição do consumo das famílias e das empresas e dos investimentos. Além de uma política externa de estímulo as exportações e desestímulo as importações.

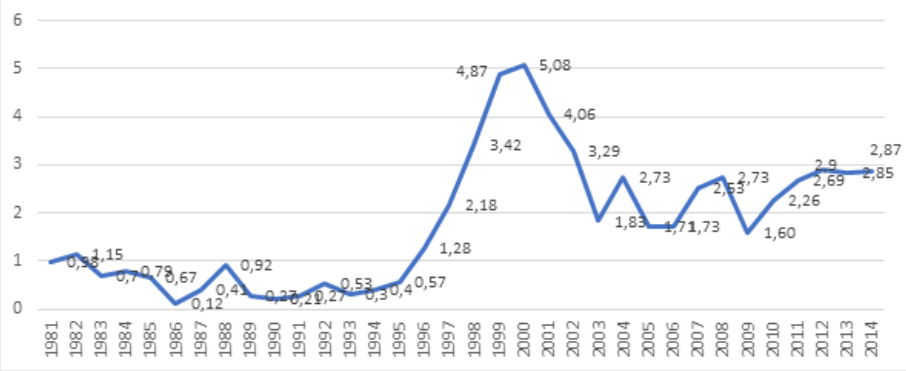

Gráfico 1. Investimento Estrangeiro Direto (1981-2014) – % do PIB
Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017c) e Ipeadata (2017a).

Ao realizar-se uma análise histórica, observa-se que o ano de 1986 foi o que atraiu menos Investimento Estrangeiro Direto (IED), em relação ao PIB. Cabe destacar que a economia cresceu próximo dos 5% naquele ano, em função do sucesso, ainda que curto, do Plano Cruzado. A baixa entrada de divisas aliado a uma pressão de demanda, que se refletiu na expansão das importações, provocou uma deterioração das contas externas a tal ponto de o governo decretar a moratória da dívida externa no ano de 1987 (NEPOMUCENO, 1990).

Com a moratória brasileira, os empréstimos externos ao Brasil praticamente desapareceram e dificultaram ainda mais o equilíbrio externo (COUTO; DAL MORO, 2017). A razão IED/PIB no período 1987/1994 manteve-se em uma média de 0,41%, percentual este bastante baixo quando comparado com os períodos anteriores.

Ao término da década de 1980, o nível do Investimento Estrangeiro Direto (IED) estava entre os menores da história. Talvez, um dos principais motivos fosse a elevada inflação que deteriorava o valor da moeda, inibindo, portanto, o envio de recursos ao Brasil na forma de Investimento Estrangeiro Direto. Por outro lado, a moratória de 1987 contribuiu para afugentar o capital (MODIANO, 2014). Afirmações estas também encontradas em Couto e Dal Moro (2017).

Nos primeiros anos da década de 1990, porém, o capital internacional começou a entrar no país em montantes mais expressivos, sendo esta fase também marcada por um período de reformas na economia. Pode-se citar de maneira sucinta três pontos importantes: (i) a abertura comercial e financeira, ainda no governo Collor; (ii) a renegociação da dívida externa nos moldes do Plano Brady, em 1994, nesse caso já dentro do governo Itamar Franco; e, (iii) o **êxito alcançado pelo Plano Real, também no governo Itamar Franco (FILGUEIRAS, 2000). O sucesso incipiente do Plano Real**, ancorado nos três aspetos citados, favoreceu decisivamente a eleição de Fernando Henrique Cardoso à presidência da República. A estabilidade de preços contribuiu, também para a sua reeleição, em 1998 (COUTO; DAL MORO, 2017). Seu governo foi marcado por uma segunda etapa de reformas liberalizantes, sendo uma das principais o processo de privatizações (PIRES, 2010).

O reflexo de tais medidas pode ser verificado no crescimento do Investimento Estrangeiro Direto (IED) como proporção do PIB (Gráfico 1) durante todo o primeiro mandato. Tais acontecimentos explicam-se, em grande parte, pela intensificação do processo de privatizações, que havia iniciado de maneira tímida no governo Sarney, ganhou uma relativa força no Governo Collor e Itamar com a privatização dos setores de Siderurgia, Petroquímica e Fertilizantes, e fortaleceu-se no governo Fernando Henrique Cardoso, principalmente via privatização dos setores de minério, energia elétrica e telefonia, apenas para citar os principais. Em outras palavras, a entrada de Investimento Estrangeiro Direto durante o primeiro governo Fernando Henrique Cardoso (FHC) não se deu predominantemente por construção de novas plantas, ampliação das já existentes ou de empréstimos intercompanhias, mas sim em função da compra de empresas brasileiras, fundamentalmente as estatais (ABREU; WERNECK, 2014).

Sobre a fase 1999/2002, especificamente no ano 2000, o país experimentou a maior taxa de Investimento Estrangeiro Direto (IED) da história recente, atingindo 5,08 % do PIB (Gráfico 1). Aparentemente, a queda do percentual a partir dos anos 2000 se deu por conta do esgotamento do dinamismo causado pelas privatizações. Sob tal contexto, a

queda dos níveis de Investimento Estrangeiro Direto (IED), muito em função da diminuição do ritmo das privatizações, contribuiu para a crise externa de 2002, na qual o Brasil precisou fechar um acordo com o Fundo Monetário Internacional (FMI), no sentido de garantir divisas para o fechamento das contas externas (PIRES, 2010).

Em 2004, o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) voltou a subir, bastante em função de um arrefecimento das expectativas negativas em relação ao governo Lula, apresentando uma considerável inflexão na crise de 2008 (BCB, 2017b). Em 2009, a taxa do Investimento Estrangeiro Direto (IED) em relação ao PIB atingiu apenas 1,6%. Passados os primeiros momentos da crise, observa-se que o capital estrangeiro voltou a crescer no Brasil, muito em detrimento da política monetária expansionista, tanto do bloco europeu quanto dos Estados Unidos. Estas medidas contribuíram para a expansão das reservas internacionais do país, bem como para um rebaixamento da taxa de câmbio (GIAMBIAGI, 2016a; 2016b).[7]

Tal afirmação, portanto, corrobora com o encontrado em alguns trabalhos, citados neste artigo, que mostram que é o crescimento econômico que atrai o Investimento Estrangeiro Direto e não o contrário. Tendo-se o histórico apresentado sobre a economia brasileira e o comportamento do Investimento Estrangeiro Direto (IED), torna-se importante avaliar sobre os trabalhos já realizados, enfatizando, fundamentalmente nos fatores que justificam a entrada de investimento externo no país. Tal discussão é assunto da próxima seção.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

Diversos estudos foram realizados com o objetivo de explicar o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED), tanto para o caso do Brasil quanto para outros países e regiões. No que diz respeito aos trabalhos sobre a economia brasileira pode-se citar os estudos de Laplane e Sarti (1997), Nonnerberg e Mendonça (2005), Mattos *et al* (2007), Peres *et al* (2013), Carminati e Fernandes (2013) e Santos *et al* (2016).

Laplane e Sarti (1997), em um estudo sobre os impactos do Investimento Estrangeiro Direto (IED) no crescimento econômico brasileiro na década de 1990, concluíram que embora a entrada de Investimento Estrangeiro Direto (IED) fosse uma importante fonte de atração de moeda estrangeira, favorecendo o equilíbrio do balanço de pagamentos, a mesma não tinha tanta capacidade de influenciar o crescimento da economia. Isso ocorria, dentre outros fatores, em função da elevada concentração dos investimentos em setores específicos, não havendo maiores estímulos que levassem para um transbordamento aos demais segmentos da economia.

Cabe aqui destacar que a década de 1990 foi marcada por um processo de reestruturação econômica, da qual fez parte o processo de privatizações, ou seja, grande parte do Investimento Estrangeiro Direto (IED) da época não foi para a construção de novas e/ou ampliação de plantas já existentes, mas para a compra de empresas já instaladas no país, tanto públicas (privatizações) quanto as privadas, fortemente afetadas pelo processo de abertura econômica.

Em um outro estudo parecido, mas para um período mais amplo (1975-2000), Nonnerberg e Mendonça (2005) mostraram que foi o crescimento da economia que atraia o investimento estrangeiro direto e não o contrário. De certa forma, corroborando com os resultados encontrados por Laplane e Sarti (1997). Ainda de acordo com Nonnerberg e Mendonça (2005), verifica-se que os autores buscaram trabalhar com uma periodização maior (26 anos), o que ampliou o número de transformações a que a economia brasileira esteve sujeita. O que pode ter interferido nos resultados dos dois autores, em primeira instância é a periodização utilizada pelos dois trabalhos. Enquanto Laplane e Sarti (1997) utilizam a década de 1990, Nonnerberg e Mendonça (2005) utilizam a fase 1975-2000. No entanto, pode-se perceber que a utilização do PIB para a explicação dos níveis de investimento estrangeiro direto é importante.

Por sua vez, Peres *et al* (2013), procuraram mostrar os determinantes para a entrada de capital no Brasil para o período 2000-2013. Os autores concluíram que havia uma relação entre o fluxo de capitais de curto prazo no país com os indicadores da bolsa de valores (Ibovespa) e o resultado da conta de transações correntes. Tal relação sugere a

[7] Sobre o governo Lula (2003-2010) ver Couto e Couto (2010) e Couto e Couto (2014).

conclusão de que o desempenho dos papeis negociados na bolsa e uma menor vulnerabilidade da economia brasileira tende a atrair mais capital externo para investimento.

Carminati e Fernandes (2013), por meio de uma metodologia do tipo Var Estrutural mostraram que para o período 1986/2009 não havia um relevante efeito do IED sobre o PIB, ainda que este efeito fosse positivo. Para os autores, isso acontecia pelo fato de que grande parte dos investimentos realizados foram no setor de serviços e, portanto, de pouco efeito transbordamento. Para eles, caso os investimentos fossem em infraestrutura os efeitos provavelmente seriam maiores. Para o estudo, Carminati e Fernandes (2013) analisaram as seguintes variáveis: (i) taxa de câmbio; (ii) infraestrutura; (iii) inflação; (iv) desenvolvimento do setor financeiro; e, (v) a carga tributária.

Por fim, Santos *et al* (2016) analisaram os fatores determinantes do Investimento Estrangeiro Direto (IED) no Brasil para o período 1990/2014, utilizando como metodologia o Modelo de Correção de Erros (VEC). Os resultados encontrados pelos autores mostraram que o crescimento da economia aliado a um menor risco-país contribui para a atração do Investimento Estrangeiro Direto (IED). Os autores trabalharam com uma base de dados trimestral e com as seguintes variáveis: (i) taxa de câmbio; (ii) índice de preços (IPCA); e, (iii) Risco-Brasil.

3. **A METODOLOGIA DO TRABALHO**

3.1 O MODELO ECONOMÉTRICO E A FONTE DOS DADOS

Por meio da revisão da literatura e do breve histórico sobre o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) no Brasil, tornou-se possível a seleção de algumas variáveis e a criação de um modelo econométrico no sentido de esclarecer, ainda que em parte, os condicionantes do Investimento Estrangeiro Direto (IED) no país. Nesse sentido, o modelo proposto é dado do seguinte modo:

$$lied = lpib + ljuro + ltcr + \mu \quad (1)$$

As variáveis, suas periodicidades e a forma de tratamento dada a elas estão expostas da seguinte forma:

i) lied: É o logaritmo do Investimento Estrangeiro Direto posto em número índice com o mês de janeiro de 1995, sendo base 100.[8]

ii) lpib: **É o** logaritmo do índice do Produto Interno Bruto (PIB), que por sua vez está posto a preços correntes, deflacionado a valores de janeiro de 1995.

iii) ljuro: **É o** logaritmo do índice da taxa básica de juros da economia, que no caso brasileiro é a SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), deflacionado a valores de janeiro de 1995.

iv) ltcr: É o logaritmo do índice da taxa de câmbio real (R$/US$) também exposto a valores de janeiro de 1995.

Os motivos que explicam a utilização das referidas variáveis são os mais diversos. Em suma, pode-se afirmar que quando o Produto Interno Bruto (PIB) cresce, abre-se espaço para uma ampliação do mercado interno, atraindo, portanto, o Investimento Estrangeiro Direto (IED). Atraídos pelo aumento do mercado consumidor, as empresas constroem novas fábricas, expandem as já existentes ou compram empresas sediadas no país. Por outro lado, a expansão econômica dos países pode ser reflexo de uma melhora na demanda do mercado mundial. Logo, em crescendo o mercado mundial observa-se que os investimentos externos podem possuir objetivos não apenas alinhados com o crescimento econômico local, mas também com as possibilidades de exportação da produção excedente.

[8] Os valores são publicados em dólar (BCB, 2017b). Todavia, foram convertidos em reais (R$) via multiplicação pelo câmbio médio de cada mês (IPEADATA, 2017b). De posse dos dados, os mesmos foram deflacionados com base no IPCA, disponível em BCB (2017d) e transformados em número índices com janeiro de 1995 sendo base 100.

No que se refere **à** taxa de juros, sugere-se que quando essa variável se eleva, amplia-se o Investimento Estrangeiro Direto (IED), pois as empresas são estimuladas a buscar empréstimos mais baratos no exterior, visto que o diferencial de juros da economia brasileira com a economia mundial incentiva tal atitude. Nesse sentido, a entrada de capital ocorre via empréstimo intercompanhia, que somado a participação do capital forma o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto.

Já com relação a variável *ltcr,* que representa a taxa de câmbio real (R$/US$) já deflacionada a valores de 1995, a mesma pode ter um comportamento ambíguo, como bem observado por Santos *et al* (2016). Quanto maior a desvalorização cambial, menor será a quantia de dólares necessários para promover o mesmo montante de investimento em reais, estimulando, portanto, a entrada de Investimento Estrangeiro Direto (IED). Por outro lado, a remessa de lucros para o exterior não traria o mesmo resultado do que o apresentado anteriormente. Para o caso brasileiro, é importante lembrar que para o período estudado (1995/2016), houve basicamente dois tipos de regimes cambiais (bandas cambiais e flutuante) e dentro de um contexto político e econômico caracterizado por uma série de instabilidades.[9]

Com base em dados do Ipeadata (2017b) e afirmações de Modenesi (2005), verifica-se que entre 1995 e 1999, o Brasil manteve um regime de câmbio mais controlado, conhecido como "regime de bandas cambiais". Estabelecia-se um intervalo para o câmbio flutuar e o Banco Central intervia conforme a necessidade. Ao longo de todo o primeiro governo Fernando Henrique Cardoso (FHC), a taxa de câmbio (R$/US$) depreciou-se de maneira bastante lenta, até a flexibilização cambial de 1999 (MODENESI, 2005).

Todavia, o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto cresceu consideravelmente neste período (Gráfico 1), bastante influenciado pelo processo das privatizações. Já no segundo governo Fernando Henrique Cardoso (FHC) (1999-2002), o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto como proporção do PIB caiu consideravelmente (Gráfico 1) e dentro de um cenário de desvalorização cambial. Nesse sentido, a desvalorização do câmbio em um primeiro momento (1995-1998) parece ter favorecido o Investimento Estrangeiro Direto e, em um segundo momento (1999-2002) desfavorecido. Durante a vigência dos governos Lula (2003-2006 e 2007-2010), a razão IED/PIB voltou a crescer (Gráfico 1), dentro de um contexto de valorização cambial, tendo ocorrido uma inflexão durante o período da crise de 2008 e 2009. Por fim, a variável μ *é o termo de erro do modelo.*

Com relação a fonte dos dados, observa-se que as mesmas foram obtidas de diferentes formas. Do Banco Central do Brasil (BCB), especificamente do "Sistema Gerenciador de Séries Temporais", foram obtidos os dados do Investimento Estrangeiro Direto (IED) e da taxa de juros.[10] **Já do** Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA) foram obtidos os dados do Produto Interno Bruto (PIB) e da taxa de câmbio.[11]

No que se refere a transformação dos dados, o presente artigo procurou trabalhar com dados mensais e em índices, considerando o mês de 1995 como base 100. Feito isto, os dados foram transformados em reais (R$) via multiplicação com o câmbio médio para cada mês, caso este da variável Investimento Estrangeiro Direto (IED) que é publicada em dólar. Posteriormente todos os dados (IED, Juros e Câmbio Nominal foram deflacionados, considerando-se como base 100 o mês de janeiro de 1995.

3.2 O MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS (VEC)

Com base em Gujarati (2006), o estudo das séries temporais pode ser dividido em duas partes: séries estacionárias e séries não estacionárias.[12] Umas das diferenças importantes nestes dois tipos de séries está no fato de que a primeira (estacionária) tende a dissipar mais rapidamente os choques sofridos, enquanto que a segunda (não estacionária) tende a causar um resultado mais duradouro. Como a discussão sobre o melhor método de análise das séries é envolvido por muitos debates, observa-se que a utilização da técnica da co-integração permite uma análise tanto em nível quanto em primeira diferença.

[9] Ver Modenesi (2005).

[10] Ver BCB (2017b; 2017c).

[11] Ver Ipeadata (2017a; 2017b).

[12] Para maiores detalhes ver também Greene (1999).

Nas palavras de Bueno (2008), o estudo da estacionaridade pode ser definido como o comportamento aleatório de uma variável ao longo do tempo. Nesse sentido, as características básicas das séries estacionárias são: variância e média constantes ao longo do tempo e covariância, tendo seu comportamento determinado pela defasagem de dois períodos (ENDERS; 2004, 2010).

Tendo-se em conta os escritos de Enders (2004) observa-se que a co-integração pode ser entendida como um conjunto de variáveis que estão em equilíbrio no longo prazo, podendo-se ter no curto prazo desvios destes equilíbrios. Em outras palavras, tal equilíbrio ocorre quando $\beta_{xt} = 0$, sendo que o erro (e_t) será dado por $e_t = \beta_{xt}$. Formalmente temos:

$$\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \cdots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (2)$$

onde:
β: representam os vetores $\beta_{1,}\ \beta_{2,}\ \beta_{3}$ e $\beta_{n.}$
x_t: representam os vetores $x_{1t,}\ x_{2t,} x_{3t,}$ e $x_{nt,}$

Nesse interim, ao se confirmar que as séries estudadas de uma regressão $y_t = \beta_1 x + e_t$ são não estacionárias, a mesma apresentará condições para ser considerada como de co-integração. Logo, a identidade $y_t = \beta_1 x$ será dada como uma condição de equilíbrio de longo prazo, sendo que a mudança de patamar apenas ocorrerá mediante algum tipo de choque. Contudo, tais desvios da trajetória são apenas temporários visto que ao longo do tempo haverá uma convergência para o equilíbrio.

Com base em Enders (2004), a análise da co-integração de Johansen envolve algumas etapas tais como: (i) a realização dos testes de raiz unitária com o intuito de identificar a presença de estacionaridade; (ii) estimar o modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR); e, (iii) estimar o Modelo de Correção de Erros (VEC). [13]

De modo resumido, primeiramente tem-se o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que visa testar a hipótese nula H_0, em que $\alpha = 1$, ou seja, quando há uma não-estacionaridade da série, também podendo-se utilizar o KPSS. Posteriormente, deve-se estimar o modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR), aplicando-se os seus testes para a definição das defasagens. Em termos matemáticos pode-se definir o modelo VAR como sendo:

$$Y_t = b_{10} - b_{12} Z_t + \delta_{12} Y_{t-i} + \delta_{12} Z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21} Y_t + \delta_{21} Y_{t-i} + \delta_{22} Z_{t-i} + \varepsilon_{zt}, \text{ em que } t = 0,1,2\ldots n; \text{ onde:} \quad (4)$$

i) *Yt* e *Zt*: são não estacionários.
ii) εyt e εz t: são distúrbios de ruido branco, sendo que os mesmos não são correlacionados serialmente.
iii) *b* 12: representa os efeitos imediatos de *Zt* sobre *Yt*.
iv) *b* 21: representa os efeitos imediatos de y*t* sobre z*t*.

Por fim, ainda de acordo com Enders (2004), deve-se estimar o Modelo de Correção de Erros (VEC), no qual impõem-se testes no sentido de determinar o número de vetores de co-integração. De forma simples, o modelo VEC pode ser exposto da seguinte forma:

$$\Delta x_t = A_0 + \sigma_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

[13] Para maiores detalhes ver Johansen (1988, 1991 e 1995). Caso o teste de raiz unitária informar que as séries são estacionárias deve-se realizar os testes de co-integração para indicar a utilização de VAR ou VEC (ENDERS, 2004)

(i) x: são as variáveis do modelo.
(ii) A_0: são as constantes do modelo.
(iii) εt: são os resíduos de ruído branco.

A análise via modelo VEC prevê ainda o chamado "Teste do traço", cuja utilidade é verificar a hipótese nula, na qual o número de vetores de co-integração seja menor ou igual a r. A hipótese alternativa, dentro desta análise, então, será o inverso. Tal teste pode ser expresso da seguinte forma:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T\sum_{i=r+1}^{n} \ln(1-\lambda_i) \quad (6)$$

A metodologia acerca dos modelos VAR e VEC, certamente **é dotado** de inúmeros outros detalhes que por questão de espaço e não necessidade de uma maior explanação deixou de aqui ser mais aprofundada. Para um maior aprofundamento com vistas a um maior entendimento sugere-se a análise de algumas bibliografias aqui sugeridas e que estão expostas ao final do artigo. Diante do exposto, passa-se a análise dos resultados alcançados.

4. RESULTADOS ALCANÇADOS

Nesta seção, o objetivo será apresentar e discutir os resultados que foram alcançados por meio do modelo econométrico. A variável dependente em questão é o logaritmo do Investimento Estrangeiro Direto (IED), denominado neste trabalho como *lied.* Por sua vez, as variáveis explicativas são determinadas pelos logaritmos das variáveis Produto Interno Bruto (PIB), Juro e Taxa de câmbio real. Para o caso específico do juro, como se trata de taxa, os valores foram apenas deflacionados para o mesmo período (janeiro de 1995). Feito isto, passa-se a análise econométrica a partir da técnica de Vetor de Correção de Erros (VEC).

Em uma análise preliminar, verifica-se que o método em questão se dá com a observação dos gráficos das séries envolvidas, no objetivo de tentar verificar, mesmo que de modo intuitivo, se as variáveis são ou não estacionárias. Além disso, busca-se identificar a existência de componentes de intercepto e tendência ou se a variável segue um passeio aleatório.

Com base nas informações da Figura 1, constata-se que todas as séries analisadas apresentam o termo de intercepto (constante). Na parte "a" da Figura 1, percebe-se que a série *lied* tende a modificar o seu valor em torno de uma média, caso típico de uma variável estacionária. Já na parte "b" da Figura 1, onde demonstra-se a série *lpib*, observa-se a presença de um componente de tendência determinística, podendo-se caracteriza-la como uma variável não estacionária. Por sua oportunidade, os itens "c" e "d" mostram, respectivamente, as séries *ljuro* e *ltcr*, sendo que seus comportamentos parecem seguir uma trajetória de tendência estocástica ou de passeio aleatório.

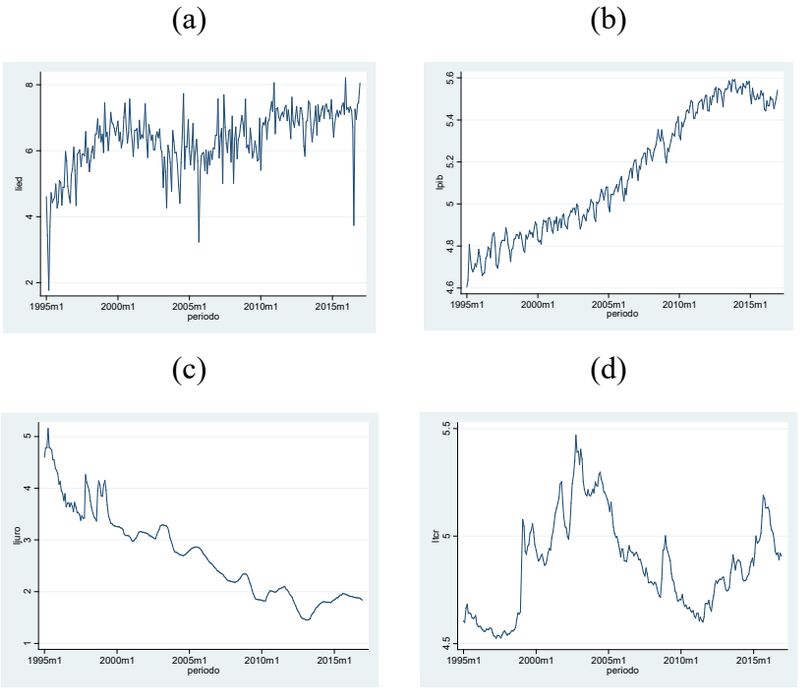

Figura 1. Evolução das séries lied, lpib, ljuro e ltcr (em logaritmo)
Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b).

A análise visual da Figura 1, pode informar, porém apenas de forma intuitiva, a presença ou não de estacionaridade. Com isso, torna-se importante a realização do teste de raiz unitária para confirmar ou não as suspeitas. Assim, será utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o qual testa a hipótese nula H_0, de que a série apresenta raiz unitária (sendo não estacionária) contra a hipótese alternativa H_1, compatível com uma série estacionária que não contém raiz unitária. A condição de rejeição é que se o valor do teste *t* calculado for menor do que o valor do *t* tabelado (valores críticos a 1%, 5% e 10%), então rejeita-se a hipótese nula e a série não apresenta raiz unitária, o que é condizente com uma série estacionária.

Na Tabela 1, apresentada a seguir, apresenta-se os resultados do teste ADF para as variáveis que constam no modelo econométrico. Como a inspeção visual não confirma com exatidão o tipo de tendência, se determinística ou estocástica, procurou-se realizar o teste com e sem a presença da mesma.

Tabela 1 - Teste de raiz unitária - Dickey-Fuller Aumentado

Série	Termo	Lags	t calculado	tc (1%)	tc (5%)	tc (10%)	Prob.
Variáveis em nível							
Lied	cte	4	-3,641	-3,459	-2,880	-2,570	0,005
Lied	cte + tend.	4	-4,432	-3,990	-3,430	-3,130	0,001
Lpib	cte	4	-0,887	-3,459	-2,880	-2,570	0,792
Lpib	cte + tend.	4	-2,377	-3,990	-3,430	-3,130	0,392
ljuro	cte	1	-2,372	-3,459	-2,880	-2,570	0,150
ljuro	cte + tend.	1	-3,285	-3,990	-3,430	-3,130	0,069
Ltcr	cte	3	-1,975	-3,459	-2,880	-2,570	0,298
Ltcr	cte + tend.	3	-1,939	-3,990	-3,430	-3,130	0,635
Variáveis em primeira diferença							
Lpib	cte	4	-8,683	-3,459	-2,880	-2,570	0,000
Lpib	cte + tend.	4	-8,676	-3,990	-3,430	-3,130	0,000
ljuro	cte	1	-10,609	-3,459	-2,880	-2,570	0,000
ljuro	cte + tend.	1	-10,708	-3,990	-3,430	-3,130	0,000
Ltcr	cte	3	-7,042	-3,459	-2,880	-2,570	0,000
Ltcr	cte + tend.	3	-7,045	-3,990	-3,430	-3,130	0,000

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b).

Todavia, considerar ou não a tendência, não foi suficiente para implicar em diferenças significativas que alteram os resultados do teste e as respectivas interpretações. A ordem ou número de *lags*, por sua vez, foi obtido através do critério de seleção de Akaike (AIC).

Independente dos termos de constante e tendência considerados, ao se tomar as variáveis em nível, verificou-se a possibilidade de rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária somente para a variável *lied*, pois o "t calculado" é menor do que o "t tabelado" para todos os valores críticos (1%, 5% e 10%). Isso na prática mostra que o Investimento Estrangeiro Direto (IED) é estacionário. As demais variáveis (*lpib, ljuro e ltcr*), por outro lado, apresentaram uma não rejeição da hipótese nula (H_0), confirmando serem variáveis não estacionárias.

Uma vez que essas séries se tratam de processos não estacionários, tornou-se necessário verificar se a primeira diferença delas resulta em processo estacionário. Nesse caso, foi possível rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária em todas as remanescentes, mostrando que se trata de processos em que a média e a variância das séries são constantes, condizente, portanto, com processos estacionários.

Por conseguinte, a variável *lied* é considerada estacionária I(0), enquanto as variáveis *lpib, ljuro e ltcr* **são não estacionárias I(**1), em que é recomendado, para efeito de se estimar um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR) adequado, trabalhar com a primeira diferença das séries. Para a escolha do número correto de *lags* ou defasagens necessárias para realizar o teste de co-integração de Johansen, bem como o modelo de Vetor de Correção de Erro (VEC), foi estimado um modelo VAR com a variável *lied* em nível como variável dependente, em função das primeiras diferenças das variáveis *lpib, ljuro e ltcr*, seguindo o ordenamento das variáveis da mais endógena para a mais exógena, para a partir dele, obter-se o critério de seleção da ordem de defasagens adequado.

Assim, foi estimado um Vetor Auto Regressivo (VAR) entre as variáveis somente para decidir quantos *lags* são necessárias para proceder o teste de co-integração, bem como a estimação do Modelo de Correção de Erro.

Posteriormente, foram calculados os seguintes critérios de informação: (i) estimador de máxima verossimilhança (LR); (ii) erro final de predição (FPE); (iii) critério de informação de Akaike (AIC); (iv) critério de informação de Hannan-Quinn (HQIC); e, (v) critério de informação de Schwarz (SBIC). Os três primeiros critérios apontam para o número de dez defasagens enquanto os dois últimos indicam apenas uma defasagem. Procurou-se estimar o modelo VEC com as duas possibilidades de *lags*, porém os modelos não passaram no teste de auto correlação serial (LM). Todavia, o modelo estimado com nove *lags* permitiu superar este problema. (colocar os valores)

De posse da informação de que o modelo VAR apropriado abrange nove defasagens, procedeu-se ao teste de co-integração de Johansen para confirmar se, de fato, as séries apresentam trajetórias semelhantes, o que resulta na co-integração das mesmas e em erros estacionários, evitando um modelo de regressão espúria ou sem sentido econômico. O teste foi realizado desconsiderando a constante e a tendência, pois as tentativas de estimar Modelos de Correção de Erro com os referidos termos resultaram em regressões que não apresentaram o sinal esperado.

Na Tabela 2, traz-se o resultado do teste de Johansen para a existência de co-integração, através da estatística do traço. A coluna rank máximo fornece o maior número possível de equações de co-integração. Segundo esse teste, a não rejeição da hipótese nula está condicionada ao fato de que a estatística do traço apresentou um valor menor do que o respectivo valor crítico, com nível de 5% de significância. No caso em questão, isso acontece quando o rank máximo é dois. Com isso, o Modelo de Correção de Erros (VEC) deverá contemplar a existência de no máximo dois vetores ou duas equações de co-integração.

Tabela 2 - Teste de cointegração de Johansen

Rank Máximo	Estatística Traço	Valor Crítico (5%)
0	52,7083	39,89
1	27,0914	24,31
2	11,6587	12,53
3	1,5084	3,84

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b).

Após constatar que existe co-integração entre as variáveis do modelo econométrico, o Modelo de Correção de Erro (VEC) é estimado para mostrar como as variáveis explicativas impactam o Investimento Estrangeiro Direto (IED) no longo prazo e como se dá o processo de ajustamento quando as variáveis, no geral, saem, no curto prazo, das suas trajetórias de equilíbrio de longo prazo. Na Tabela 3 tem-se os coeficientes da equação de longo prazo e os coeficientes de ajustamento no curto prazo.

No que se refere à equação de longo prazo, normalizada para o logaritmo do Investimento Estrangeiro Direto (IED), percebe-se que as variáveis *lpib* e *ljuro* foram significantes (1% e 6%) para explicar o comportamento do IED no longo prazo. Como se trata de um modelo log-log, os valores dos seus respectivos coeficientes representam elasticidades. A elasticidade-pib do investimento estrangeiro direto mostra que o aumento de 1% em *lpib* causa um aumento de 1,81% em *lied*, enquanto a elasticidade-juro do IED revela que no caso de um aumento de 1% em *ljuro*, o aumento ocasionado no IED é de apenas 0,47%.

Tabela 3 - Resultados do modelo de correção de erro (VEC)

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	t estatística	Probabilidade
Equação de longo prazo				
Lied	1.000	.	.	.
Lpib	-1.813	0.507	-3.580	0.000
Ljuro	-0.470	0.243	-1.930	0.053
Ltcr	0.747	0.624	1.200	0.231
Coeficientes de ajustamento				
D_lied	-0.123	0.053	-2.310	0.021
D_lpib	-0.006	0.003	-2.150	0.031
D_ljuro	0.030	0.008	3.880	0.000
D_ltcr	0.001	0.003	0.180	0.859

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b).

Assim, os sinais dos coeficientes estão de acordo com a hipótese contida no modelo econométrico, uma vez que no modelo VEC, o *output* das estimativas surge com os sinais invertidos. Em decorrência, constata-se que aumentos na entrada de Investimento Estrangeiro Direto (IED) na economia doméstica estão associados com aumento no PIB e na taxa de juro que gera um diferencial positivo em relação à taxa de juro do exterior. Por outro lado, valorizações ou desvalorizações da taxa de câmbio real implicam em redução no influxo de IED no país.

A elasticidade-câmbio do IED, por sua vez, mostra que o aumento de 1% na taxa de câmbio real causa uma redução de 0,74% no IED, ou seja, a desvalorização do câmbio real traz como uma consequência uma menor quantidade de Investimento Estrangeiro Direto (IED) na economia brasileira. No entanto, embora tenha-se obtido o sinal esperado, o mesmo não ocorreu com relação a significância dos níveis críticos usuais. Talvez isso seja reflexo do fato do modelo ter rejeitado a hipótese nula de normalidade pelo teste Jarque-Bera, sendo rejeitada com 1% de significância.

Contudo, como o modelo não apresentou problema de auto correlação serial para nove defasagens, possibilitou-se, portanto, não rejeitar a hipótese nula de ausência de auto correlação serial com 93,3% de confiança.

Além disso, os resultados mostraram-se estáveis com a presença de raízes menores ou iguais a um de acordo com o teste de estabilidade do VEC (Figura 2), é de conhecimento consolidado do estudo da econometria, que bases de dados temporais no Brasil esbarram na limitação do tamanho da amostra, o que por ventura acarreta na não normalidade dos resíduos da regressão e na não significância de alguns coeficientes estimados. Diante disso, a possibilidade de aumentar a amostra poderia resolver os eventuais problemas.

Quanto aos coeficientes de ajustamento de curto prazo, os mesmos são responsáveis por mostrar como as variáveis se ajustam quando a equação de co-integração ou longo prazo está fora do equilíbrio, isto é, quando as variáveis,

no curto prazo, se desviam da trajetória de longo prazo co-integrante. Em outras palavras, fornecem as velocidades dos respectivos ajustamentos.

Os coeficientes de ajustamento de *lied* e *lpib* se mostraram significantes a 5% e o da variável *ljuro* a 1%. Por outro lado, novamente o coeficiente para *ltcr* **não se mostrou significante. Os pequenos números para tais estimativas mostram que a velocidade de ajustamento das referidas variáveis para a trajetória de equilíbrio de longo prazo é um processo lento.**

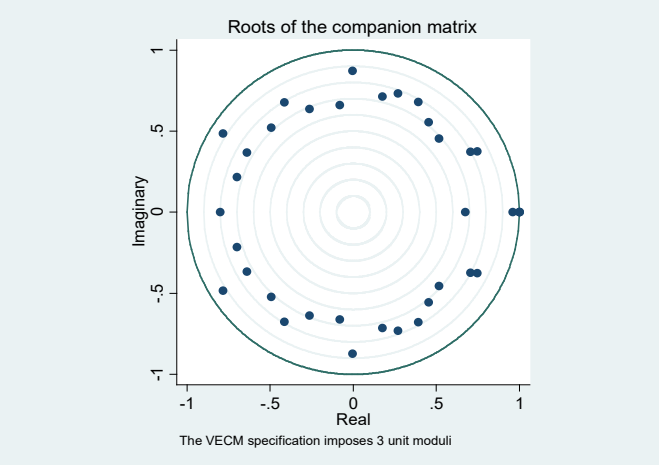

Figura 2. Teste de estabilidade do VEC

Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b) e utilização do programa *stata.*

No caso da variável *lied*, o coeficiente de -0,123 sugere a interpretação de que no caso de um desvio dessa com respeito à equação de longo prazo, a mesma deverá reduzir seu valor para retornar ao equilíbrio a uma velocidade de ajustamento de 12,3%. Para a variável *lpib* (-0,006) a interpretação é a mesma, compatível com uma velocidade de ajustamento ainda menor, de 0,6%, em relação a variável anterior. As duas últimas variáveis, *ljuro* (0,030) e *ltcr* (0,001), finalmente, ajustam seus desvios de curto prazo com respeito à equação de co-integração às respectivas velocidades de ajustamento de 3% e 0,1%, com a diferença que nesse caso, elas deverão aumentar seu valor para retornar ao equilíbrio de longo prazo.

Na sequência são apresentados os diagramas das funções de impulso-resposta para o Investimento Estrangeiro Direto (IED). A função impulso-resposta permite analisar a trajetória da variável dependente *lied* como resposta de um choque em algum termo de erro das variáveis explicativas *lpib*, *ljuro* e *ltcr.*

Convém destacar aqui, que o choque dado em uma variável independente surte efeitos diferentes para modelos VAR e VEC. No primeiro, como o modelo exige que as variáveis sejam estacionárias, um choque em uma variável explicativa deverá ser amortecido com o tempo, isto é, a variável dependente que sofre a resposta do choque alterando sua trajetória por isso, deverá retornar para seu valor de equilíbrio.

O Modelo de Correção de Erros, que considera variáveis não estacionárias no seu processo, por outro lado, é caracterizado pelo fato de o referido choque não ser dissipado com o decorrer do tempo, ficando incorporado de maneira indefinida do ponto de vista temporal, nos valores futuros da variável que sofre a resposta.

Nesse sentido, a Figura 3 apresenta os impulsos-resposta para o IED em um período de 72 meses. No quadrante "superior esquerdo" se encontra a resposta do IED a um choque no próprio IED. Nesse caso um choque de um desvio padrão no IED deverá causar uma resposta proporcional nele mesmo. No quadrante "inferior esquerdo" está a resposta do IED a um choque de um desvio padrão no PIB, mostrando que aumento da atividade econômica intensifica cada vez mais a entrada de IED no país.

Já o quadrante "superior direito" mostra a resposta do IED diante de um choque na taxa interna de juro, evidenciando que no início a resposta do IED é menor, quase estável, intensificando-se, aproximadamente, a partir do

vigésimo mês. Por fim, no que diz respeito aos choques de um desvio padrão na taxa de câmbio real, inicialmente parece gerar uma leve resposta positiva na entrada de IED no país, até certo ponto, quando depois a resposta se intensifica de forma negativa.

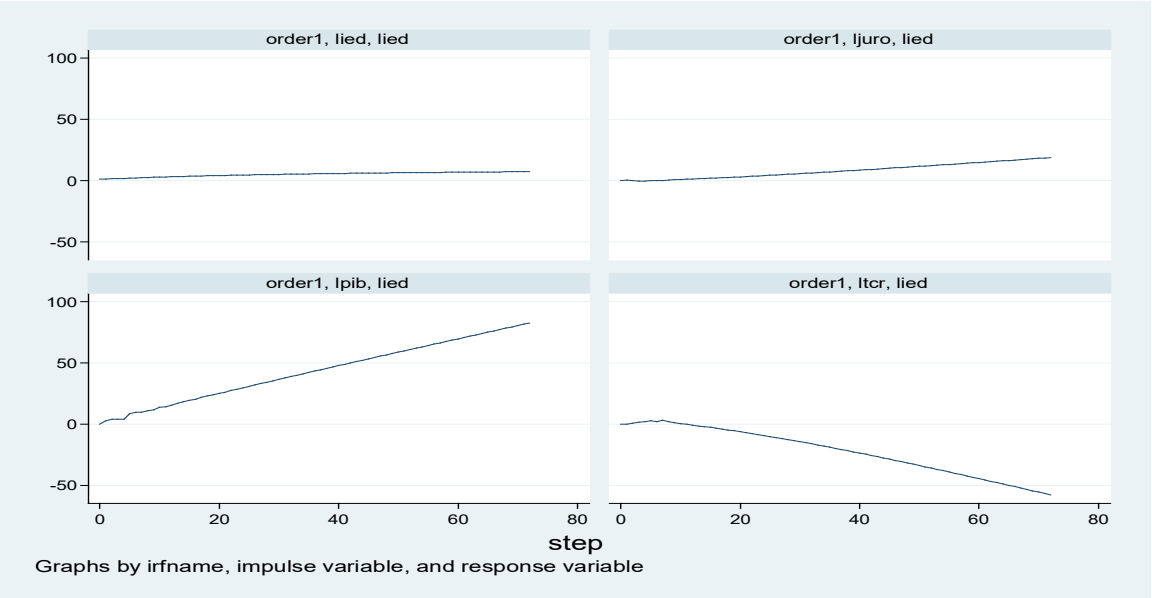

Figura 3. Função impulso-resposta acumulada para o Investimento Estrangeiro Direto (IED)
Fonte: Elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b) e utilização do programa *stata.*

Uma explicação possível para a relativa estabilidade da resposta do IED a um choque no juro até o vigésimo mês pode ser dada pelo fato de que a elevação na taxa de juros estimule, em um primeiro momento, os investimentos em carteira e, somente depois de um certo tempo, os investimentos produtivos. Quanto ao fato de no início a resposta do IED, ao choque na taxa de câmbio real, ser levemente positiva, uma das possíveis respostas é a de que isso torne as exportações competitivas em preço, contribuindo para atrair empresas com estratégias de se colocarem mais no mercado internacional do que no doméstico. De qualquer forma, como geralmente aumentos contínuos da taxa de câmbio estão associados com instabilidade inflacionária no caso do Brasil, isso acaba contribuindo para explicar a intensificação da resposta negativa do IED a choques na taxa de câmbio real.

Para finalizar a análise dos resultados do modelo Vetor de Correção de Erros (VEC), outra consideração possível para explicar os determinantes do IED é o instrumental analítico da decomposição da variância. Este procedimento possibilita examinar, qual a parte da variância do erro de previsão dos movimentos em determinada sequência de uma variável endógena ocorre em face de um choque nela mesma, ou a um choque nas demais variáveis do modelo. Na Tabela 4 apresenta-se os valores da decomposição da variância do investimento estrangeiro direto.

Com base nos dados da Tabela 4, constata-se que para o período acumulado de 12 meses, entre as variáveis explicativas, aquela que exerce o maior poder explicativo para determinar o IED (*lied*) é o PIB (*lpib*), seguido na ordem de importância pela taxa de câmbio real (*ltcr*) e pela taxa de juro (*ljuro*). Esta análise demonstra que no período de um ano, 6,71% da variância de *lied* é explicada pela variância de *lpib*, 1,90% é explicada por *ltcr*, 1,76% é explicada por *ljuro* e 89,62% é devido aos valores defasados da própria variável *lied.*

Com o decorrer do tempo, até o período acumulado de 72 meses ou 6 anos, a ordem de importância das posições ocupadas pelas variáveis, em explicar a variância do IED, não se altera. No entanto, percebe-se a maior intensidade da variância de *ltcr* na explicação da variação do IED, na ordem de 9,54%, se aproximando do valor de 12,35% em que *lpib* explica a variação no IED. No mais, 4,5% da variação do IED se deve a *ljuro* e 73,61% se deve aos seus próprios valores defasados.

Tabela 4 - Resultados da decomposição da variância do Investimento Estrangeiro Direto

Meses	lied	lpib	ljuro	ltcr
0	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1	1.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	0.8962	0.0671	0.0176	0.0190
24	0.8690	0.0833	0.0202	0.0275
36	0.8371	0.0956	0.0255	0.0418
48	0.8030	0.1061	0.0319	0.0589
60	0.7689	0.1154	0.0385	0.0772
72	0.7361	0.1235	0.0450	0.0954

Fonte: elaboração própria com base em dados do BCB (2017a; 2017b; 2017c; 2017d) e Ipeadata (2017a; 2017b) e utilização do programa *stata.*

A análise da decomposição da variância permite considerar alguns pontos acerca da evolução das entradas de investimento estrangeiro direto no Brasil. Considerando-se os impactos do PIB e do juro sobre o IED, positivos, e por outro lado, sendo o impacto da taxa de câmbio real sobre o IED, negativa, verifica-se que o aumento mais contundente do percentual, ao longo do tempo, em explicar a variância do IED por parte da taxa de câmbio real, pode estar associado com os momentos de redução nas entradas de IED no país.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Conforme exposto neste trabalho, o Investimento Estrangeiro Direto (IED) possui uma relevância econômica histórica na economia brasileira, tendo sido relevante no fechamento das contas externas em diversos momentos. Isso se dá, dentre outras questões, pelo fato de que a estrutura do país não favorece um saldo positivo em transações correntes. Considerando-se o período analisado (1995-2016), verificou-se que em poucos momentos o saldo em transações correntes foi positivo ou próximo de um equilíbrio.

Logo, o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) foi favorável neste sentido, cabendo destacar que o mesmo apresentou uma expansão na década de 1990 em função da grande liquidez internacional, aliado a abertura econômica e financeira, a renegociação da dívida externa e ao sucesso duradouro do Plano Real. Essas questões, bem como o processo de privatizações contribuíram para a expansão do Investimento Estrangeiro Direto (IED) no país na segunda metade da década de 1990, tendo atingido um pico histórico no ano 2000.

Com base na literatura estudada e nos resultados encontrados evidenciou-se que quando a economia apresenta um nível de atividade ou PIB elevado, o fluxo de Investimento Estrangeiro Direto (IED) tende a crescer, visto que as empresas estrangeiras visam aproveitar-se desta expansão. O coeficiente da equação de longo prazo para o PIB mostra que no caso de aumento de 1% neste, isso impacta no aumento de 1,81% no IED. O juro, que contribui para a manutenção da estabilidade, por sua vez registrou também impacto positivo sobre o IED, na ordem de 0,47%. Por conseguinte, a taxa de câmbio real, embora tenha apresentado o coeficiente com sinal esperado pela hipótese do modelo (-0.74%) na relação de longo prazo, não se mostrou significante.

Quanto aos coeficientes de ajustamento de curto prazo, mostrou-se que as variáveis envolvidas no modelo apresentam coeficientes muito reduzidos, o que é compatível com lentas velocidades de ajustamento no curto prazo dos valores das variáveis que se desviam da trajetória de longo prazo. Novamente, o coeficiente para a taxa de câmbio, no entanto, não se mostrou significante.

O estudo da função impulso-resposta permitiu reforçar ainda mais que o crescimento econômico e a taxa de juros da economia têm capacidade de interferir diretamente nas decisões de Investimento Estrangeiro Direto (IED), mostrando que choques de um desvio padrão nas referidas variáveis tendem a se acumular nos períodos futuros, intensificando o aumento da resposta no IED.

Contudo, os efeitos sobre a taxa de câmbio real não parecem ter o mesmo efeito, cabendo destacar, neste ponto, o fato de que o país não esteve sempre sobre a égide de um único regime cambial. O regime de câmbio flutuante passou a vigorar em janeiro de 1999 e permanece até então. Finalmente, no que diz respeito aos choques na taxa de câmbio real, verificou-se um comportamento distinto ao longo do tempo, demonstrando que uma desvalorização cambial tende a reduzir a entrada de IED.

A análise de decomposição da variância, por sua vez, demonstrou que o principal determinante da variância do IED em 12 meses é o PIB (6,71%), seguido na ordem, da taxa de câmbio real (1,90%) e da taxa de juro (1,76%). Contudo, conforme acumulam os meses, percebe-se que aumenta o peso da participação da taxa de câmbio real (9,54%) em explicar a variação do IED, com a aproximação daquele em relação à explicação desempenhada pelo PIB (12,35%). A explicação da variância propiciada pelo juro nesse caso foi de 4,50%. Cabe destacar que como o impacto do PIB e do juro sobre o IED é positivo, e do câmbio sobre o IED é negativo, esse aumento do poder explicativo do IED por parte do câmbio reflete momentos em que se reduz a entrada de IED no país.

Por fim, a dificuldade encontrada no presente trabalho ficou por conta do fato do coeficiente da taxa de câmbio não ter sido significante tanto para a equação de longo prazo, como para o coeficiente de ajustamento de curto prazo, o que não resultou em resíduos normais. Considerando que o modelo não apresentou autocorrelação serial e o modelo VEC passou no teste de estabilidade, isso poderia ser solucionado com o aumento da amostra, uma vez que a Lei dos Grandes Números enfatiza que a ampliação da amostra permite a distribuição de uma variável se aproximar de uma distribuição normal, o que levaria a normalidade dos resíduos, e possivelmente à significância da variável taxa de câmbio real.

Como sugestões de futuros trabalhos, recomenda-se a utilização de outras variáveis que capte o grau de instabilidade para o investidor através do risco país, indicadores de vulnerabilidade externa, variáveis que demonstram o grau de qualificação do mercado de trabalho e variáveis que retratem as condições do mercado de capitais e atividade econômica no mercado internacional.

REFERÊNCIAS

ABREU, Marcelo de Paiva; WERNECK, Rogério. Estabilização, abertura e privatização, 1990-1994. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). **A ordem do progresso:** Dois séculos de política econômica no Brasil. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

BCB. **Investimento Estrangeiro Direto – US$ milhões - (mensal).** Sistema gerenciador de séries temporais – tabela 2430. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 26 jul. 2017 (a).

BCB**. Taxa de juros – Selic acumulada no mês anualizada** (Tabela 4189). Sistema gerenciador de séries temporais. Disponível em: https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries. Acesso em 14 jun. 2017 (b).

BCB**. Investimento Estrangeiro Direto/PIB 12 meses (%)- anual** (Tabela 11731). Sistema gerenciador de séries temporais. Disponível em: https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries. Acesso em 04 jun. 2017 (c).

BCB**. Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA) – (variação mensal) -** (Tabela 433). Sistema gerenciador de séries temporais. Disponível em: https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries. Acesso em 07 jun. 2017 (d).

BUENO, R.L.S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARMINATI, João Guilherme de Oliveira; FERNANDES, Elaine Aparecida. O Impacto do Investimento Direto Estrangeiro no crescimento da Economia Brasileira. **Planejamento e políticas públicas**, n. 41, 2013.

CARNEIRO, Dionísio Dias; MODIANO, Eduardo. Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-1984. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). **A ordem do progresso:** cem anos de política econômica republicana. Rio de Janeiro: Campus, 1990.

COUTO, Joaquim Miguel; COUTO, Ana Cristina Lima. **O medo do crescimento:** política econômica e dinâmica macroeconômica no primeiro governo Lula (2003-2006). Maringá: Eduem, 2010.

COUTO, Joaquim Miguel; COUTO, Ana Cristina Lima. **Entre o medo e a vontade de crescer:** política econômica e dinâmica macroeconômica no segundo governo Lula (2007-2010). Maringá: Eduem, 2014.

COUTO, Joaquim Miguel; DAL MORO, Odirlei Fernando. **A dinâmica da dívida externa brasileira:** de devedor externo a credor internacional. Maringá: Eduem, 2017.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: Wiley, 2004.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series.** 3nd.ed. New York; John Wiley, 2010.

FILGUEIRAS, Luiz. **História do Plano Real**. São Paulo: Boitempo. 2000.

GIAMBIAGI, Fabio. Rompendo com a Ruptura (2003-2010). In: GIAMBIAGI, Fabio (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2015)**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016a.

GIAMBIAGI, Fabio. Fim de Ciclo: O Governo Dilma (2011-2015). In: GIAMBIAGI, Fabio (Org.). **Economia brasileira contemporânea (1945-2015)**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016b.

GREENE, W. **EconometricAnalysis**. Rio de Janeiro: Macmillan, 1999.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

IPEADATA. **Produto Interno Bruto (mensal).** Dados macroeconômicos. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 16 Jun. 2017 (a).

IPEADATA. **Taxa de câmbio - R$ / US$ - comercial - venda - média (mensal).** Dados macroeconômicos. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 14 Jun. 2017 (b).

JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, Søren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, Søren. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford University Press on Demand, 1995.

LAPLANE, M e SARTI, F. Investimento direto estrangeiro e a retomada do crescimento sustentado nos anos 90**. Economia e Sociedade**. Campinas, n. 8. junho de 1997.

MATTOS, L. B.; CASSUCE, F. C. C.; CAMPOS, A. C. Determinantes dos investimentos estrangeiros no Brasil, 1980-2004. **Revista economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 11 n. 1, p. 39-60, jan./abr. 2007.

MODENESI, André de Melo. **Regimes Monetários:** teoria e a experiência do Real. Barueri: Manole, 2005.

MODIANO, Eduardo Marco. A ópera dos três cruzados. In: ABREU, Marcelo de Paiva (Org.). **A ordem do progresso:** Dois séculos de política econômica no Brasil. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.

NEPOMUCENO, Eric. **O outro lado da moeda:** Dílson Funaro, histórias ocultas do cruzado e da moratória. São Paulo: Siciliano, 1990.

NONNENBERG, M. J. B.; MENDONÇA, M. J. C. Determinantes dos investimentos diretos externos em países em desenvolvimento. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 631-655, out./dez. 2005.

PEREZ, Samuel Costa; TONIN, João Ricardo; RAMALHO, Mateus; ARAÚJO; Eliane Cristina. Determinantes Macroeconômicos dos Fluxos de Capital de Curto Prazo para o Brasil no período 2000 a 2013: uma aplicação do modelo SVAR. In: **Encontro Nacional da ANPEC**, 2013, Foz do Iguaçu-PR.

PIRES, Marcos Cordeiro (Ed.). **Economia brasileira**: da colônia ao governo Lula. São Paulo: Saraiva, 2010.

SANTOS, Helis Cristina Zanuto Andrade; SILVA, Claudeci; SOUZA, Thais Andréia Araujo. Análise empírica da determinação do Investimento Estrangeiro Direto no Brasil para o período posterior a 1990. In: **Encontro Nacional da ANPEC - região sul**, 2016, Porto Alegre - RS.