

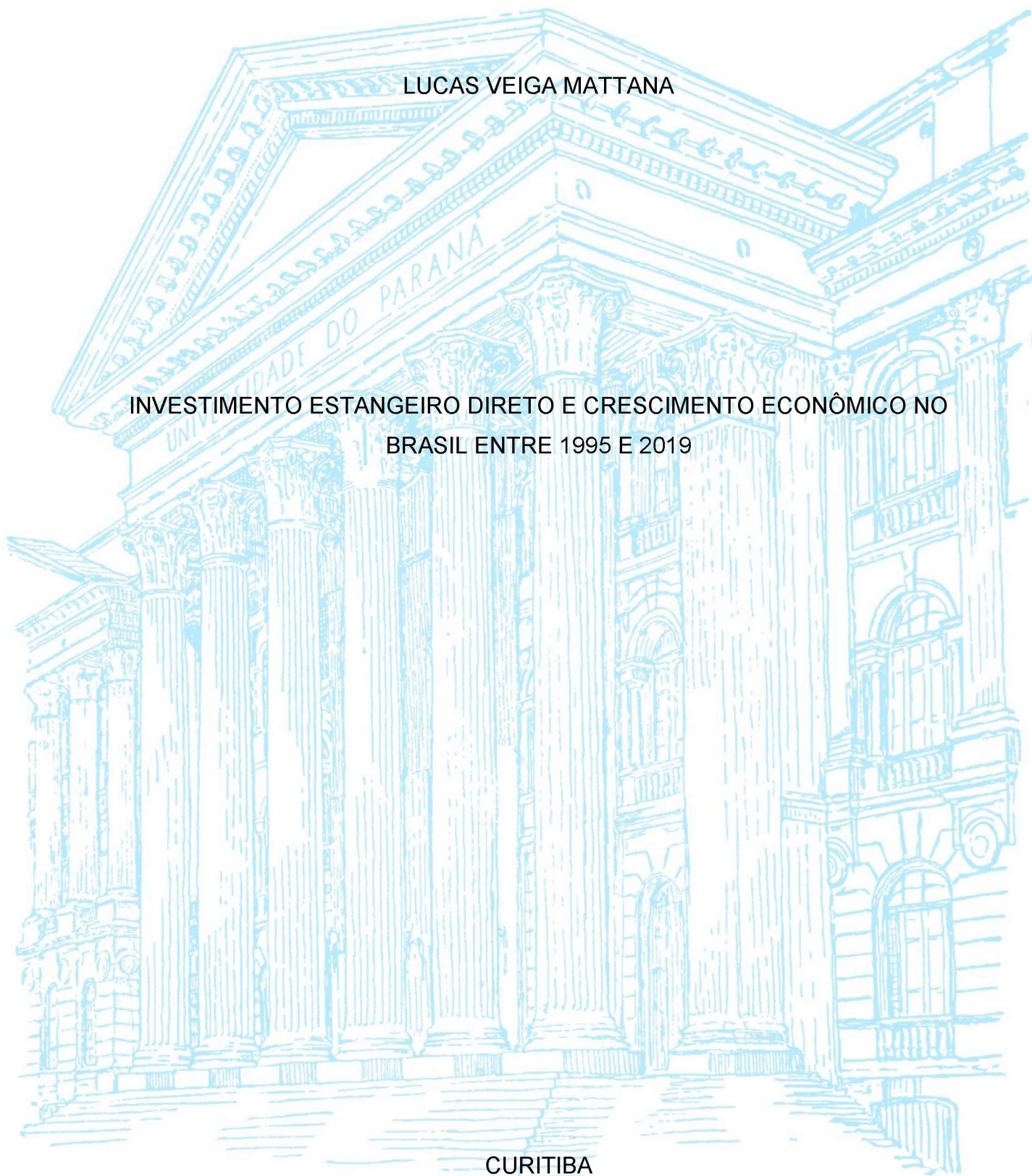
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LUCAS VEIGA MATTANA

INVESTIMENTO ESTANGEIRO DIRETO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO
BRASIL ENTRE 1995 E 2019

CURITIBA

2019



LUCAS VEIGA MATTANA

INVESTIMENTO ESTANGEIRO DIRETO E CRESCIMENTO ECONÔMICO NO
BRASIL ENTRE 1995 E 2019

Monografia apresentada como requisito parcial à
obtenção do título de Bacharel, curso de Ciências
Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas,
Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Vinícius de Almeida Vale

CURITIBA

2019

Dedico este trabalho aos amores da minha vida, minha esposa Letícia, sem a qual seria impossível cumprir esta jornada, e ao meu primogênito Valentim.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente aos professores que, com muita dedicação e carinho, tornaram possível o meu caminho de aprendizado nesta instituição. Em especial, ao meu orientador Prof. Vinicius de Almeida Vale que jamais me deixou desistir, mesmo quando as dificuldades pareciam insuperáveis.

À minha família que sempre me apoiou nesta jornada. À minha mãe por ter me legado uma curiosidade incurável e a paixão pelo conhecimento. Ao meu pai pelo apoio incondicional a esta virada de rumo na vida que representa minha formação como economista. À minha esposa, companheira nas alegrias e nas dificuldades, que foi fundamental para que eu encontrasse a persistência necessária para concluir este desafio. E ao meu filho que é a razão do meu viver.

Aos queridos amigos que sempre estiveram torcendo por meu sucesso e aos colegas que compartilharam esta aventura acadêmica. Enfim, agradeço a todas as pessoas que fizeram parte desta etapa decisiva em minha vida.

“A persistência é o caminho do êxito.”

Charles Chaplin

RESUMO

Este trabalho tem como principal objetivo avaliar a relação de causalidade entre os fluxos de Investimentos Estrangeiros Diretos (IED) e o crescimento econômico no Brasil. Para tal, utiliza-se dados temporais dos fluxos de IED e PIB no período de janeiro de 1995 a julho de 2019. A estratégia empírica adotada inclui a realização de testes de raiz unitária, especificação de um vetor auto regressivo e, por fim, aplicação de um teste de causalidade de Granger. Em síntese, os resultados da pesquisa evidenciam a existência de Granger-causalidade do PIB para o IED no Brasil, entretanto, não foi encontrada causalidade de Granger no sentido oposto, do IED para o PIB.

Palavras-chave: Investimento Direto Estrangeiro. Crescimento Econômico. Brasil. Causalidade de Granger.

ABSTRACT

The main aim of this study is to evaluate the causality relation between Foreign Direct Investment (FDI) flows and economic growth in Brazil. For this purpose, time series data of FDI and GDP from January 1995 to July 2019 are used. The empirical strategy adopted includes the unit root tests, specification of an autoregressive vector and a Granger causality test. The results show the existence of Granger causality of GDP to FDI in Brazil, however, no Granger causality was found in the opposite direction.

Keywords: Foreign Direct Investment. Economic growth. Brazil. Causality of Granger.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	8
2. REVISÃO DE LITERATURA	10
3. BASE DE DADOS	14
4. METODOLOGIA.....	19
4.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	19
4.1.1. Dickey-Fuller (DF)	19
4.1.2. Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	20
4.1.3. Phillips-Perron (PP).....	21
4.1.4. Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados (GLS).....	21
4.1.5. KPSS.....	22
4.2. VETOR AUTO REGRESSIVO (VAR).....	23
4.3. CAUSALIDADE DE GRANGER	24
5. RESULTADOS	25
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	29
REFERÊNCIAS.....	30

1. INTRODUÇÃO

A investigação sobre a relação entre Investimento Estrangeiro Direto (IED) e crescimento econômico é um tema frequentemente abordado na literatura e de grande interesse para as economias em desenvolvimento. O processo de globalização levou as firmas a buscarem novas estratégias de inserção no mercado internacional nas quais os fluxos de investimentos diretos, em nações diferentes dos países-sede destas firmas, são peça chave para o sucesso de suas operações.

O volume crescente de fluxos de IED observados na economia mundial, a partir do século XX, é o fruto de estratégias alternativas de negócios que as empresas adotaram em resposta ao ambiente globalizado que se consolidou com a internacionalização dos mercados (ALMFRAJI; ALMSAFIR, 2014).

De Mello (1999) aponta que o IED é geralmente visto como um pacote composto por capital social e tecnologia que pode aumentar o conhecimento técnico da economia hospedeira. Pode gerar também economias através da capacitação da mão de obra, aquisição de habilidades, transbordamento de conhecimento e pela introdução de práticas administrativas. Em linhas gerais, segundo as observações da literatura, o IED pode afetar o crescimento econômico de forma direta e indiretamente.

Segundo o Relatório Mundial do Investimento 2019 – *World Investment Report* (WIR) – (UNCTAD, 2019), em 2018 o Brasil assumiu a posição de 7ª economia a mais atrair IED no mundo. A economia brasileira é o principal destino de investimentos estrangeiros na América Latina e um dos principais destinos no mundo. No entanto, o crescimento da economia brasileira não reflete estes dados. Altamente instável, o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) no País não tem uma trajetória bem definida.

Portanto, o Brasil tem falhado em constituir um processo sustentável de crescimento econômico. Este fato levanta o questionamento principal do presente trabalho: Os fluxos de IED no Brasil têm contribuído para o crescimento da economia brasileira?

Para responder tal questão, este trabalho busca avaliar a correlação entre os fluxos de IED e o crescimento da economia brasileira. Ou seja, avalia-se a existência ou não de causalidade entre os aportes de IED realizados no Brasil e o seu crescimento no período de 01 de janeiro 1995 até 01 de julho de 2019.

A hipótese inicial é de que não há uma correlação positiva entre fluxos de IED e crescimento econômico no Brasil. Ou ainda, que se verificada uma correlação positiva, esta terá baixa significância, como apresentado por De Mello (1999).

Para avaliar a hipótese formulada acima, propõem-se analisar as séries temporais do IED e do PIB no período selecionado, incluindo testes de raiz unitárias sobre tais séries para verificar se estas são estacionárias ou não. Uma vez realizado os testes citados acima, propõem-se avaliar a causalidade entre as séries a partir do teste de Granger.

Além desta introdução, este trabalho está organizado em mais 5 capítulos. O segundo capítulo apresenta uma revisão de literatura. O terceiro traz a base de dados, seguido pelo capítulo de descrição da metodologia adotada. O quinto capítulo consiste nos resultados obtidos. Por fim, o sexto capítulo consiste nas considerações finais do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A presente revisão de literatura tem por modelo o trabalho de Almfraji e Almsafir (2014). Em primeiro lugar, busca-se definir os dois objetos centrais da pesquisa, o Investimento Estrangeiro Direto (IED) e o crescimento econômico. Na sequência, apresenta-se os principais estudos empíricos que avaliam a relação destes dois elementos supracitados. Por fim, apresenta-se os trabalhos com foco nos fatores que influenciam tal relação.

O Banco Mundial define IED como uma rede de fluxos de capital direcionados para a aquisição de participação em uma empresa que opera em um país diferente daquele onde reside o investidor. Estes fluxos são observáveis na balança de pagamentos da economia que recebe os investimentos e podem ser constituídos de participação no capital social, reinvestimentos de lucros e outras formas de capital de longo e curto prazo. Griffin e Pustay (2007) apontam que o IED é comumente lembrado como a posse ou controle de 10% ou mais dos direitos de voto em uma empresa ou o equivalente em participação de capital em um negócio não incorporado. O IED também pode ser definido como um pacote de capital, tecnologia, gerenciamento e empreendedorismo que permitem uma firma operar e fornecer bens e serviços em um mercado estrangeiro (FARRELL, 2008).

Em economia, “crescimento econômico” ou “teoria do crescimento econômico” refere-se crescimento como potencial produtivo, ou seja, produção ao nível de “pleno emprego”, cuja causa é crescimento agregado da demanda ou da oferta observada. Por convenção, é medido como a taxa de crescimento do PIB. O crescimento do PIB é um indicativo de que as empresas estão contratando e investindo. Muitas vezes, para efeito de comparação, o crescimento econômico também é calculado considerando o fator demográfico, ou seja, em termos *per capita* (ALMFRAJI; ALMSAFIR, 2014).

Teoricamente, o IED causa impactos diretos no crescimento através da acumulação de capital e da incorporação de novos insumos e tecnologias estrangeiras na função de produção do país hospedeiro. Empiricamente, modelos de crescimento neoclássicos e endógenos vem sendo usados extensivamente para testar estes benefícios teóricos. No entanto, os resultados têm variado. As razões para tal variação incluem a seleção da amostra (e.g. países desenvolvidos x países em desenvolvimento), as técnicas de estimação escolhidas (e.g. Mínimos Quadrados

Ordinários, Causalidade de Granger, Cointegração, Modelos de Correção de Erros, Modelos de Vetores Auto Regressivos) e a metodologia de estimação (séries temporais x cross-section) e o período de tempo selecionado.

Entre os trabalhos que encontraram efeitos positivos na relação entre IED e crescimento econômico está a pesquisa conduzida por Choe (2003). O autor analisou 80 países, entre 1971 e 1995, utilizando o teste de Causalidade de Granger e concluiu que o IED “Granger-causa” crescimento econômico. Utilizando-se da mesma técnica, Al-Iriani (2007) encontrou o mesmo resultado para Bahreim, Kuwait, Omã, Arábia Saudita e Emirados Árabes, no período 1970-2004. Já Chakraborty e Nunnemkamp (2006), a partir da técnica de cointegração e teste de causalidade de Granger para a Índia no período 1987-2000, obtiveram um resultado de causalidade bilateral para o setor de manufatura. Mas, sem relação causal para o setor primário.

Outra técnica de análise de dados utilizada por diversos pesquisadores foi a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Mas, os resultados encontrados são variados. Shaik (2010), por exemplo, realizou um estudo com estimações por MQO com dados de 47 países em desenvolvimento e encontrou uma correlação positiva para o setor de manufaturas. Nesta mesma pesquisa, o autor encontrou uma correlação positiva entre IED e crescimento econômico para a economia da Malásia como um todo. No entanto, quando analisou apenas o setor primário da Malásia, observou uma correlação negativa. Um efeito negativo também foi observado por Khaliq e Noy (2007) no crescimento do setor de mineração da Indonésia com dados relativos ao período 1998-2006 e mesma técnica de estimação (MQO). Em contraposição, Griffiths e Sapsford (2004) encontraram uma correlação positiva, com um *lag* temporal de dois anos, entre o crescimento da economia mexicana e a entrada de fluxos de IDE entre 1980 e 1999. Há ainda o caso de nulidade de correlação levantado por Sarkar (2007). Ao realizar estimações por MQO com Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios sobre dados dos 51 países menos desenvolvidos entre 1972 e 2002, Sarkar concluiu que na maioria dos casos não há correlação entre IED e crescimento econômico para estes países.

Uma terceira metodologia empregada no estudo da relação entre investimento estrangeiro direto e crescimento econômico é a dos Modelos de Vetores Auto Regressivos. Manuchehr e Ericsson (2001a) escrutinaram os dados das economias da Dinamarca, da Finlândia, da Suécia e da Noruega relativos ao período 1970-1997. Os pesquisadores encontraram causalidade entre crescimento econômico e IDE

somente para a Noruega. Para os demais países considerados, o efeito foi nulo. O resultado é similar ao apresentado por Chowdhury e Mavrotas (2006) para Tailândia, Malásia e Chile entre 1969 e 2000. Uma relação bilateral de causalidade foi encontrada para a Malásia e Tailândia, enquanto na economia chilena nenhuma causalidade foi encontrada.

Há ainda trabalhos que utilizaram outras técnicas. Nair-Reichert e Weinhold (2001), ao analisarem dados sobre 24 países em desenvolvimento entre 1971 e 1997, constataram que, na média, o IED apresentou um impacto significativo no crescimento. No entanto, segundo os resultados da pesquisa, as relações são heterogêneas entre os países. Testes de raiz unitária foram aplicados por Faras e Ghali (2009) para países integrantes do Conselho de Cooperação do Golfo (CCG) entre 1970 e 2000. Os pesquisadores constataram existência significativa de importância e contribuição de entradas de IDE para o crescimento econômico. Já Umoh, Jacob e Chuku (2012) ao estudarem a economia nigeriana, entre 1970 e 2008, a partir de sistemas de equações simples e simultâneos, concluíram que há um efeito *feedback* positivo do IED para o crescimento econômico e do crescimento econômico para o IED na Nigéria.

Por fim, De Mello (1999), utilizando-se de testes estacionários, concluiu que a evidência de influência do IED sobre o crescimento é fraca, próxima à nulidade, para os países em desenvolvimento.

Além das pesquisas acima citadas, é fundamental apresentar as pesquisas que abordam os fatores que influenciam a relação entre IED e o crescimento das economias hospedeiras de tais investimentos. Afinal, parte da explicação dos resultados apresentados acima pode ser encontrada justamente nos fatores que influenciam tal relação.

Os principais fatores que influenciam positivamente a relação IED-CE (Investimento Estrangeiro Direto e Crescimento Econômico), nos países hospedeiros, são qualidade do ambiente político, regimes de abertura comercial, maturidade do mercado de capitais e os níveis de capital humano da economia. Já os principais fatores que afetam negativamente são *gap* tecnológico entre as economias envolvidas em tais fluxos de IED e níveis de dependência das economias em relação aos IED.

Em relação aos níveis de renda dos países hospedeiros, os resultados encontrados na literatura são controversos. Blomstrom, Lipsey e Zejan (1994) encontram uma influência positiva do nível de renda nessa relação. Por outro lado,

Solomon (2011) teve uma conclusão oposta. Esta segunda pesquisa também analisou a influência da qualidade do ambiente político e os níveis de capital humano e encontrou uma influência positiva para estes dois fatores sobre a relação IED-CE.

Sobre os regimes de abertura comercial, Balasubramanyam, Salisu e Sapsford (1996) e Zhang (2001) encontraram influência positiva sobre a relação IED-CE. O primeiro trabalho sustenta que o efeito do IED sobre o crescimento econômico é positivo nos países com economias voltadas para a exportação, mas é negativo nos países substituidores de importações. Similarmente, Zhang (2001) encontrou que o IED alavancou o crescimento econômico em Hong Kong, Indonésia, Singapura, Taiwan e México.

Bengoa e Sanchez-Robles (2003), por sua vez, detectaram que para um efeito positivo do IED ser atingido, um país deve ter um mercado de capitais bem desenvolvido, assim como um nível adequado de capital humano. A conclusão sobre a necessidade de um mercado de capitais bem desenvolvido para que os fluxos de IED possam influenciar positivamente o CE também pode ser verificada nos trabalhos de Alfaro *et al.* (2004) e Durham (2004).

Os trabalhos de Borensztein *et al.* (1998), Vu, Gangnes e Noy (2008) e Li e Liu (2005) corroboram a importância dos níveis de capital humano do país hospedeiro para que a relação IED-CE seja positiva. Vu, Gangnes e Noy (2008) concluem que esta relação positiva se dá especificamente para o setor de manufatura. Já a pesquisa de Li e Liu (2005) acrescenta ainda que há uma relação negativa entre o *gap* tecnológico entre os países envolvidos no IED e a sua respectiva capacidade de influenciar de forma positiva o crescimento da economia hospedeira.

Por fim, sobre a dependência do IED por parte dos países hospedeiros, as pesquisas de Kentor (1998) e Kentor e Boswell (2003) apontam que quanto mais dependente for o país estrangeiro destes fluxos, menor será sua capacidade de usufruir dos efeitos benéficos destes investimentos.

3. BASE DE DADOS

A presente pesquisa procura entender a relação entre os fluxos de IED e crescimento econômico no Brasil. Para tanto duas séries de dados são consideradas: (i) PIB brasileiro; e (ii) entradas de IED no país – ambas medidas em milhões de dólares americanos. A Tabela 1 apresenta uma breve descrição de tais dados.

TABELA 1 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variável	Unidade	Fonte	Descrição
Investimento Estrangeiro Direto	US\$ (milhões)	Banco Central do Brasil	Fluxos financeiros de passivos emitidos por residentes brasileiros para credores não residentes, nos quais os agentes institucionais possuem uma relação de controle ou forte poder de influência entre si. Divide-se em dois instrumentos principais: participação no capital e operações intercompanhia.
Produto Interno Bruto	US\$ (milhões)	Banco Central do Brasil	Indicador mensal produzido pelo Banco Central do Brasil (BCB) para utilização no cálculo da relação entre agregados econômicos mensais (como dívida pública, saldo em transações correntes e saldo de crédito) e o PIB.
Índice de Preços ao Consumidor para Todos os Consumidores Urbanos Não Sazonal	Índice	U.S. Bureau of Labor Statistics	Medida da mudança média ao longo do tempo nos preços de itens de consumo – bens e serviços que as pessoas compram para o seu consumo no dia-a-dia.

FONTE: O autor (2019).

A Tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas do PIB e IED (frequência, média, desvio padrão e valores máximo e mínimo). Vale ressaltar que as séries foram deflacionadas considerando o Índice de Preços ao Consumidor do *U.S. Bureau of Labor Statistics*. As duas séries são de base mensal, com 295 observações cada. O IED apresentou um valor médio de 3.914 milhões de dólares ao mês, com um desvio padrão de 2.729,38 milhões de dólares. O valor mínimo de entradas de IED no País foi de aproximadamente 220 milhões de dólares e o máximo superou 14 bilhões de dólares. Já em relação ao PIB, o valor médio para o período em análise foi de 82.666,69 milhões de dólares ao mês, com um desvio padrão de 33.136,97. O valor mínimo da série foi de pouco menos de 33 bilhões de dólares e o máximo superou os 150 bilhões de dólares ao mês.

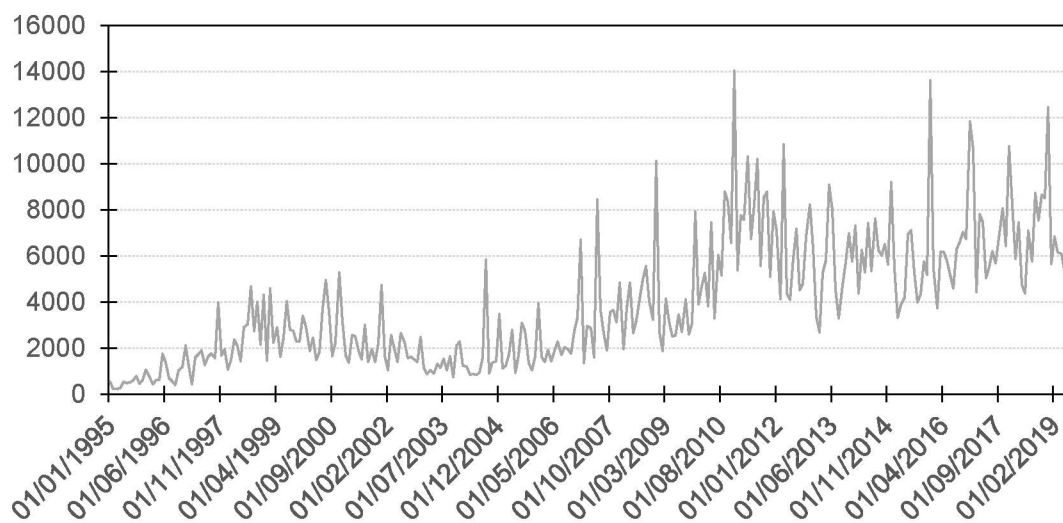
TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Variável	Frequência	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
IED	Mensal (295)	3.914,84	2.729,38	14.037,05	219,92
PIB	Mensal (295)	82.666,69	33.136,97	150.848,00	32.929,06

FONTE: O autor (2019).

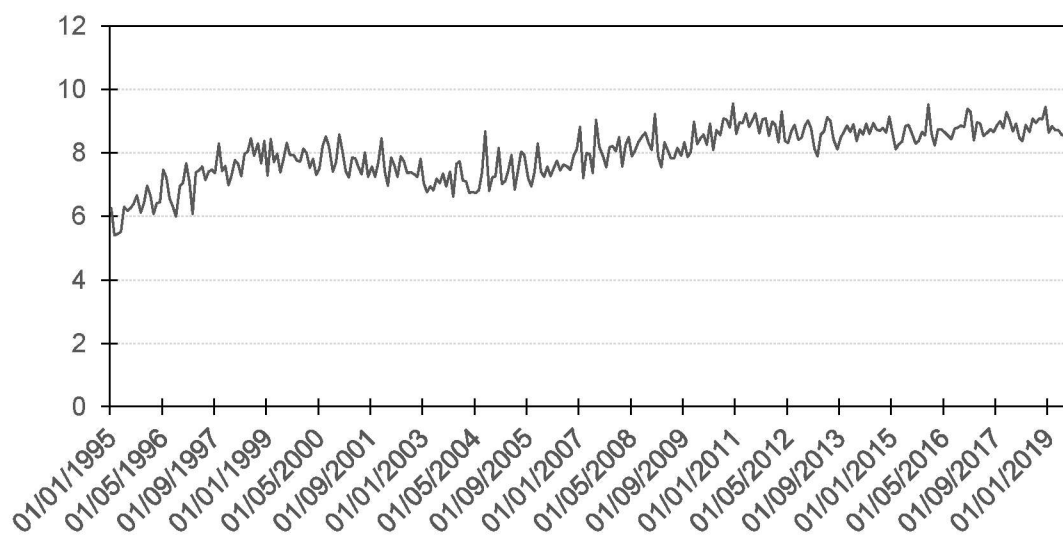
Os Gráficos 1 a 5 apresentam o comportamento das variáveis ao longo do tempo, em nível e o logaritmo, e em primeira diferença no caso do PIB. O Gráfico 1 apresenta o comportamento em nível das entradas de IED no Brasil, em milhões de dólares, entre 1° de janeiro de 1995 e 1° de julho de 2019. É possível observar uma leve tendência de crescimento ao longo do tempo combinada à uma variação, possivelmente não estacionária da série. O Gráfico 2, por sua vez, apresenta o comportamento do logaritmo do IED.

GRÁFICO 1 – INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO (MILHÕES DE US\$)



FONTE: O autor (2019).

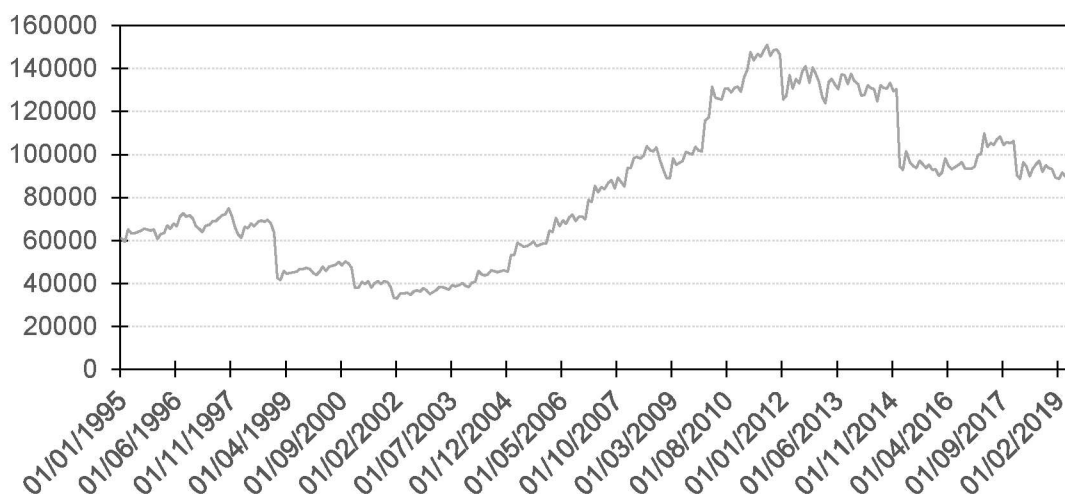
GRÁFICO 2 – LOGARITMO NATURAL DO INVESTIMENTO DIRETO ESTRANGEIRO



FONTE: O autor (2019).

O Gráfico 3 apresenta o comportamento do Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, em milhões de dólares, com base mensal entre 1995 e 2019. Aparentemente há uma tendência de longo prazo de crescimento nos valores, com possível quebra estrutural relacionada às crises econômicas. Há suspeita de não estacionariedade da série.

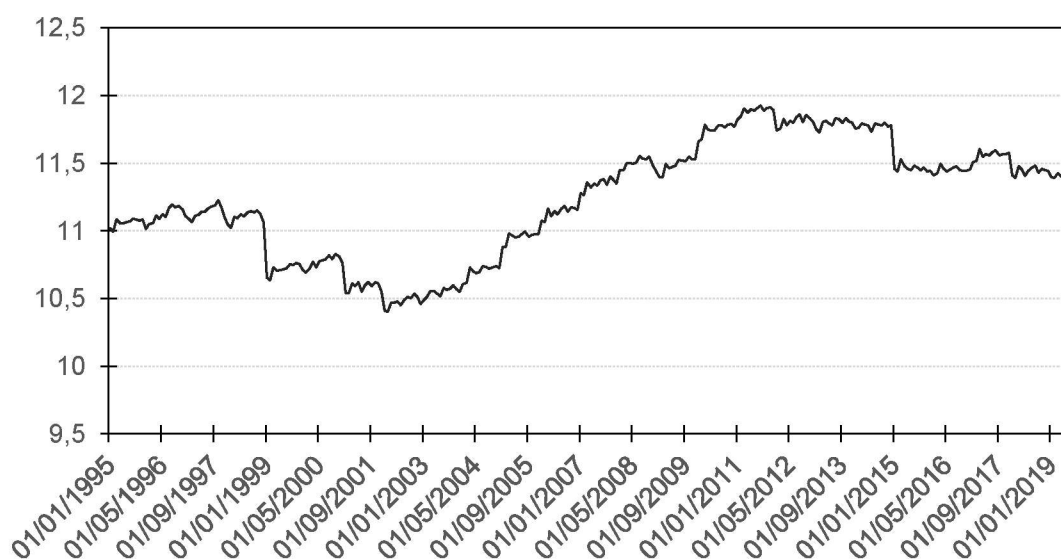
GRAFICO 3 – PRODUTO INTERNO BRUTO (MILHÕES DE US\$)



FONTE: O autor (2019).

O Gráfico 4 apresenta os valores dos logaritmos naturais do PIB para o período. Fica evidente a semelhança com o Gráfico 3. Neste caso, parece ser necessária a “normalização da série” visto a suspeita de existência de raízes unitárias¹.

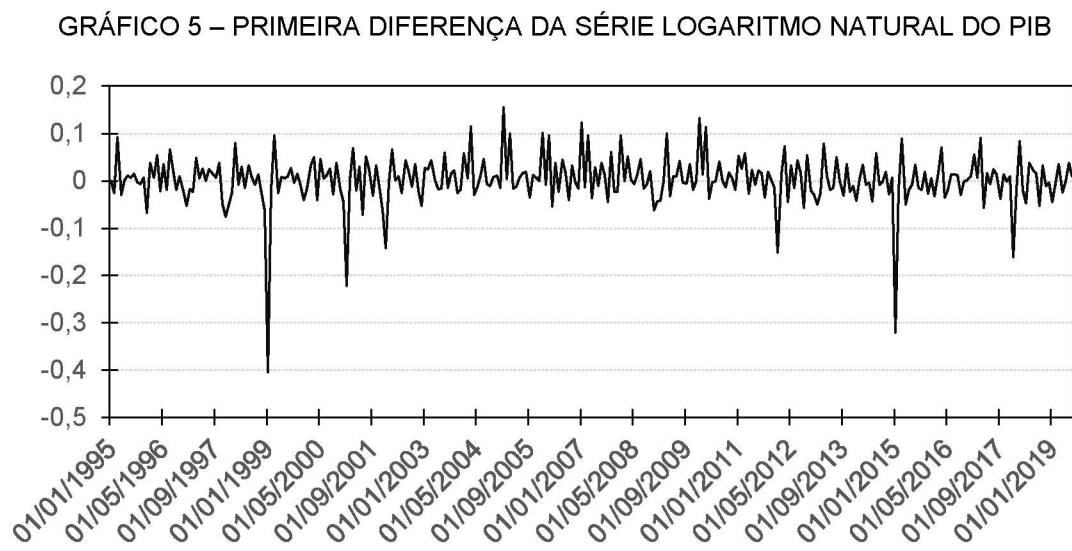
GRÁFICO 4 – LOGARITMO NATURAL DO PIB



FONTE: O autor (2019).

¹ Os testes de raiz unitária são apresentados no capítulo de resultados.

O Gráfico 5 apresenta a primeira diferença da série do logaritmo natural do PIB brasileiro entre janeiro de 1995 e julho de 2019. Aparentemente o problema de presença de raízes unitárias foi solucionado com esta técnica.



FONTE: O autor (2019).

4. METODOLOGIA²

Segundo Bueno (2012) as séries temporais podem ser estacionárias ou não estacionárias, assim como podem ser estocásticas ou determinísticas. Quando a série temporal é não estacionária não se pode estimá-la de maneira direta. Grosso modo, a não estacionariedade de uma série temporal implica na dependência da variância em relação ao tempo. Quando há presença de raízes unitárias, estas causam a explosão da variância na série e, assim, torna-se impossível estimar todos os momentos da série. Portanto, na presença de raízes unitárias não há possibilidade de fazer inferências estatísticas a partir dos dados da série.

Desta forma, faz-se necessária a verificação da presença de raízes unitárias nas séries utilizadas neste trabalho – fluxos de IED e o PIB.

4.1. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Na análise descritiva dos dados (capítulo de dados), uma breve análise foi realizada. No entanto, segundo Bueno (2012), raramente uma análise visual de uma série temporal permite distingui-la como de tendência estocástica ou determinística. Por conta disto, sugere-se a realização de testes estatísticos para a verificação da presença de raízes unitárias.

Neste estudo, propõem-se cinco testes para verificar a existência de raiz unitária nas séries: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), Dickey-Fuller – Mínimos Quadrados Generalizado (GLS) e Kwiatkowski, Phillips, Shmidt e Shin (KPSS).

4.1.1. Dickey-Fuller (DF)

Conforme apresentado por Bueno (2011), o teste Dickey-Fuller considera, inicialmente, o seguinte modelo:

$$y_t = \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

² Esta seção apresenta uma breve descrição dos testes de raiz unitária e modelos auto regressivos. Foge do escopo do presente trabalho apresentar as derivações do teste e dos modelos. Para mais detalhes, ver Bueno (2012).

Ainda segundo o autor, a tendência inicial é estimar este modelo (1) e usar um teste convencional de t sobre o Φ , tendo como hipótese nula $H_0: \Phi = 1$. No entanto, em geral, conforme Bueno (2011), os pacotes econométricos reportam os testes nos coeficientes contra a nula de serem iguais a zero. Para a correta adequação do modelo à lógica dos pacotes econométricos, altera-se o teste subtraindo y_{t-1} dos dois lados da equação:

$$\Delta y_t = (\Phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que $\alpha \equiv \Phi - 1$.

Assim a hipótese nula configura-se como $H_0: \alpha = 0$. No entanto, a distribuição do teste não é igual à distribuição estatística t visto que y_t é não estacionário. Para resolver esta questão, Dickey e Fuller (1979; 1981) recalcularam o valor da estatística t a partir de experimentos de Monte Carlo. O valor da estatística recalculada, denominada τ , altera-se conforme se define a equação da regressão e segundo o tamanho da amostra. Então, os autores propuseram equações para o teste que possibilitaram a estimação considerando a existência de *drift* e tendência determinística. A equação final do teste Dickey-Fuller (DF), considerando os elementos citados acima é definida da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que $H_0: \Phi = 0$ (há raiz unitária) e $H_1: \Phi < 0$ (não há raiz unitária).

O critério de rejeição é dado da seguinte forma: (i) se $\hat{t} < \tau$, em que τ são os valores obtidos por meio dos experimentos de Monte Carlo, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que a série não possui raiz unitária; e (ii) se a hipótese nula não é rejeitada conclui-se pela existência de raiz unitária na série.

4.1.2. Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi desenvolvido para corrigir uma simplificação do teste original. Segundo Bueno (2011), no teste anterior o erro é considerado como um ruído branco. Por vezes, o erro é um processo estacionário

qualquer. Para corrigir tal problema, variáveis auto regressivas são introduzidas para que o teste dos resíduos não rejeite a hipótese de que não se trata de um ruído branco. A forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \Phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que $H_0: \Phi = 0$ (há raiz unitária) e $H_1: \Phi < 0$ (não há raiz unitária).

4.1.3. Phillips-Perron (PP)

O teste Phillips-Perron (PP), por sua vez, representa uma versão mais generalizada dos testes apresentados anteriormente. Ele faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que este seja consistente mesmo que existam variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros (BUENO, 2011).

A equação e as hipóteses a serem testadas no teste Phillips-Perron são:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que $H_0: \Phi = 0$ (há raiz unitária) e $H_1: \Phi < 0$ (não há raiz unitária).

4.1.4. Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados (GLS)

A tendência estocástica que pode estar presente em séries temporais não foi considerada pelos modelos de teste apresentados acima. Tendência estocástica implica em uma variação percentual média na série, em dado período de tempo, porém, ao contrário da determinística, em cada período a mudança provocada pela tendência em relação ao seu nível médio será um montante aleatório, ao invés de constante dado por uma determinada taxa. Portanto, no caso da existência de uma tendência do tipo estocástica, tem-se que os coeficientes (Φ_k) de uma equação para a descrição da tendência, como os apresentados nos modelos anteriores, poderão não ser constantes ao longo do tempo. (LAMOUNIER, 2007, p.15).

Nesse contexto, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propuseram a utilização de mínimos quadrados generalizados (GLS) com intuito de extrair a tendência estocástica das séries. A equação e as hipóteses são:

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1}^d + \sum_j^p \psi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que $H_0: \pi = 0$ (há raiz unitária) e $H_1: \pi < 0$ (não há raiz unitária).

4.1.5. KPSS

Kwiatkowski, Phillips, Shmidt e Shin idealizaram, em 1992, um teste de raiz unitária para solucionar o problema do baixo poder dos testes Dickey-Fuller ante a presença de um componente de médias móveis perto do círculo unitário. Este problema faz com que o teste de Dickey-Fuller não consiga rejeitar, em alguns casos, a hipótese nula. O teste KPSS é proposto, portanto, para complementar os testes de raiz unitária supracitados. Sua hipótese nula é a estacionariedade da série, ou seja, $H_0: y_t \sim I(0)$ contra $H_1: y_t \sim I(1)$. O argumento é que, desta forma, é possível distinguir a raiz unitária de series cujos dados não são suficientemente conclusivos (BUENO, 2011, p.129). A especificação do teste é dada por:

$$y_t = \beta d_t + \mu_t + u_t \quad (7)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + w_t \quad \text{e} \quad w_t \sim N(0, \sigma_w^2) \quad (8)$$

em que β é um vetor de parâmetros, d_t é um vetor de componentes determinísticos; μ_t é $I(0)$; e $H_0: \sigma_w^2 = 0$ (estacionariedade) e $H_1: \sigma_w^2 > 0$ (presença de raiz unitária).

O teste KPSS tem uma interpretação diferente da feita pelos testes anteriores. Nos testes Dickey-Fuller, Dickey-Fuller Aumentado, Phillips-Perron e Dickey-Fuller - Mínimos Quadrados Generalizados, a não rejeição da hipótese nula implica presença de raiz unitária (não estacionariedade da série). Já no KPSS, a não rejeição da hipótese nula implica que a série é estacionária (não possui raiz unitária).

4.2. VETOR AUTO REGRESSIVO (VAR)

Após a realização dos testes descritos acima, parte-se para a avaliação das relações de causalidade entre IED e crescimento econômico para a economia brasileira.

Para tal, utiliza-se um Vetor Auto Regressivo (VAR) com as duas series temporais em questão. O VAR é um modelo em que K variáveis são especificadas como funções lineares de p defasagens próprias, p defasagens de $K-1$ variáveis e pode ter variáveis exógenas. Um modelo VAR(p) geral pode ser escrito como:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + \dots + B_s x_{t-s} + u_t \quad (9)$$

em que $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ é um vetor ($K \times 1$), A_i são matrizes ($K \times K$) dos parâmetros, x_t é um vetor ($M \times 1$) de variáveis exógenas, B_j são matrizes ($K \times M$) de coeficientes, $v = (v_1, \dots, v_K)'$ é um vetor ($K \times 1$) e $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ é um ruído branco.

Seja o processo VAR abaixo:

$$Y_t = v + AY_{t-1} + U_t \quad (10)$$

em que:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)}, \quad v = \begin{bmatrix} v \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)}, \quad A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_K & 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times Kp)} \quad \text{e } U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{(Kp \times 1)} \quad (11)$$

O VAR é estável se:

$$\det(I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1 \quad (12)$$

Conforme apresentado por Bueno (2011), para estimação do VAR as séries precisam ser estacionárias. Porém, em geral as séries econômicas são estacionárias apenas em primeira diferença.

4.3. CAUSALIDADE DE GRANGER

Uma variável X causa outra variável Z no sentido de Granger se a observação de X em algum tempo tem informações relevantes para prever os valores futuros de Z (GRANGER, 1969).

Suponha que Ω_t seja o conjunto de informação que contém toda a informação relevante disponível incluindo o período t . Seja $z_t(h|\Omega_t)$ o ótimo preditor h passos do processo z_t na origem t , baseado na informação Ω_t . O processo x_t é dito causar z_t no sentido de Granger se:

$$\sum_z(h|\Omega_t) < \sum_z(h|\Omega_t \setminus \{x_s | s \leq t\}) \text{ para pelo menos um } h = 1, 2, \dots \quad (13)$$

A questão fundamental é saber se o escalar x ajuda a prever o escalar z . A forma de responder a esta pergunta é usar um teste F convencional, válido quando os coeficientes de interesse puderem ser descritos de modo a multiplicar variáveis estacionárias. (BUENO, 2011, p.223) O procedimento parte da estimação de z_t :

$$z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} z_{t-1} + e_{2t} \quad (14)$$

Feita esta estimação pode-se usar o teste de F para saber se x não Granger-causa z , sob as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots = \phi_{p,21} = 0 \\ H_1 : \phi_{i,21} \neq 0, i = 1, 2, \dots, p, \end{aligned}$$

em que a estatística do teste é dada por:

$$S_1 = \frac{\frac{(e_r^2 - e_u^2)}{p}}{\frac{e_u^2}{T-2p-1}} \xrightarrow{d} F(p, T - 2p - 1), \quad (15)$$

sendo que a r representa restrito e u , não restrito. Se $S_1 > F^{5\%}$, rejeita-se a hipótese nula de que x não Granger-causa z .

5. RESULTADOS

Para avaliar a relação entre IED e crescimento econômico, este capítulo apresenta uma avaliação da estacionariedade das duas séries e os resultados de causalidade.

A Tabela 3 traz os resultados dos testes de raiz unitária do logaritmo natural do Investimento Direto Estrangeiro em base mensal (lnIED), logaritmo natural do Produto Interno Bruto do Brasil em base mensal (lnPIB) e a primeira diferença do lnPIB (D.lnPIB). Conforme explicado na seção de metodologia, a confirmação de que não há raiz unitária nas séries ocorre quando os testes DF, ADF, PP e DF-GLS rejeitam a hipótese nula e o teste KPSS não a rejeita.

Os resultados são conclusivos para a não existência de raiz unitária na série do IED, quando em sua forma logarítmica. O mesmo não ocorre para o lnPIB, por este motivo considerou-se a primeira diferença da série. Após esta transformação, a nova série (D.lnPIB) também apresentou resultados conclusivos com relação à extração das raízes unitárias.

TABELA 3 – RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Série	Teste	Estatística do Teste	Valor Crítico		Resultado	
			1%	5%		
lnIED	DF	-5,81	-0,27	-0,13	Rejeita a hipótese nula	
	DFA	-9,93	-3,98	-3,42	Rejeita a hipótese nula	
	PP	Z(rho)	-66,46	-28,48	-21,33	Rejeita a hipótese nula
		Z(t)	-10,33	-3,98	-3,42	
	DF-GLS	-4,00	-3,48	-2,89	Rejeita a hipótese nula (dois lags)	
	KPSS	0,15	0,21	0,14	Não rejeita a hipótese nula (nove lags)	
lnPIB	DF	-1,06	-3,45	-2,87	Não rejeita a hipótese nula	
	DFA	-1,26	-3,98	-3,42	Não rejeita a hipótese nula	
	PP	Z(rho)	-3,90	-28,48	-21,33	Não rejeita a hipótese nula
		Z(t)	-1,39	-3,98	-3,42	
	DF-GLS	-1,56	-3,48	-2,81	Não rejeita a hipótese nula	
	KPSS	0,22	0,21	0,14	Rejeita a hipótese nula	
D.lnPIB	DF	-17,809	-3,457	-2,87	Rejeita a hipótese nula	
	DFA	-12,839	-3,988	-3,42	Rejeita a hipótese nula	
	PP	Z(rho)	-297,17	-20,33	-14,00	Rejeita a hipótese nula
		Z(t)	-17,83	-3,35	-2,87	
	DF-GLS	-2,90	-2,58	-1,95	Rejeita a hipótese nula (10 lags)	
	KPSS	0,15	0,21	0,14	Não rejeita a hipótese nula	

FONTE: O autor (2019).

Uma vez realizados os testes de raiz unitária e verificada a estacionariedade das variáveis de interesse, torna-se possível a realização do teste de Granger. Para tanto, o primeiro passo consiste na elaboração de um Vetor Auto Regressivo (VAR) sobre o qual será realizado o teste.

A Tabela 4 apresenta os resultados do VAR envolvendo as variáveis lnIED e d1lnPIB. O VAR foi estimado levando em consideração um *lag* igual a seis. O seu resultado indica que pouco mais de 74% da variação em lnIED pode ser explicada pela variação em d1lnPIB, ou seja, a variação no PIB explica a variação no IED. Porém, a variação do PIB não pode ser explicada pela variação do IED.

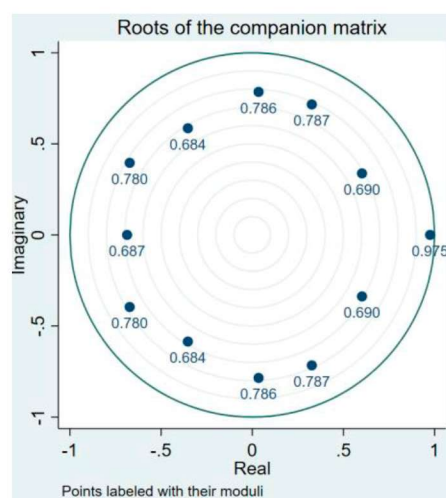
TABELA 4 – ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR

Vetor Auto Regressivo					
Amostra:	Ago/1995 - Jul/2019	Nº de Observações	288		
Log Likelihood:	314,74	AIC	-2,0052		
FPE	0,0005	HQIC	-1,8726		
Det (Sigma ml)	0,0004	SBIC	-1,6745		
Equação	Parms.	RMSE	R ²	χ^2	P> χ^2
lnIED	13	0,3939	0,7442	837,6915	0,0000
d1lnPIB	13	0,0524	0,0655	20,19972	0,0634

FONTE: O autor (2019).

A Figura 4, por sua vez, apresenta a estabilidade do modelo. Os valores plotados no gráfico representam as raízes do modelo. Como pode-se observar todas encontram-se dentro do círculo unitário. Isto garante a estabilidade do modelo e indica a não explosão da variância das variáveis de interesse. A presença de uma raiz próxima a linha unitária reforça a necessidade de verificar as séries com um teste distinto do Dickey-Fuller, neste trabalho o utilizado foi o KPSS conforme explicitado anteriormente.

FIGURA 4 – ESTABILIDADE DO VAR



FONTE: O autor (2019).

Por fim, como demonstra a Tabela 5, a realização dos testes de Wald sobre o VAR estimado confirma que o PIB Granger-causa IED. Entretanto, o contrário não é verificado.

TABELA 5 – CAUSALIDADE DE GRANGER

Teste de Wald para Causalidade de Granger				
Equação	Eq. Excluída	chi2	dif.	P>chi2
lnIED	d1lnPIB	18,423	6	0,005
lnIED	ALL	18,423	6	0,005
d1lnPIB	lnIED	8,344	6	0,214
d1lnPIB	ALL	8,344	6	0,214

FONTE: O autor (2019).

A não causalidade do IED sobre o PIB corrobora os resultados da literatura. Chakraborty e Nunnemkamp (2006), por exemplo, ao analisarem a economia da Índia encontraram causalidade bilateral entre IED e crescimento apenas para o setor de manufatura, não havendo nenhuma correlação no setor primário.

Além disto, pesquisadores que utilizaram outras técnicas de análise econômica dos dados, por vezes, encontraram resultados de nulidade da relação ou mesmo relação negativa entre IED e crescimento econômico quando as economias em

análise tinham uma estrutura menos desenvolvida do que a dos países investidores. Shaik (2010), encontrou uma relação negativa para o setor primário nos dados de 47 países em desenvolvimento. Um resultado semelhante foi encontrado por Khaliq e Noy (2007) para o setor de mineração da Indonésia. Sarkar (2007) concluiu que a relação IED-CE é nula para a maioria das economias quando analisou dados dos 51 países menos desenvolvidos entre 1972 e 2002. Manucheir e Ericsson (2001a) encontraram efeito nulo para as economias da Dinamarca, da Finlândia, da Suécia entre 1970 e 1997. Chowdhury e Mavrotas (2006) também determinaram a nulidade de efeito para a economia chilena entre 1969 e 2000. Além de De Mello (1999), que asseverou que a evidência de influência do IED sobre o crescimento é fraca, próxima à nulidade, para os países em desenvolvimento.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A principal conclusão deste trabalho é que as entradas de IED no Brasil não Granger-causaram acréscimos significativos no volume do PIB brasileiro entre 1995 e 2019. Pelo contrário, a relação encontrada é que o nível do PIB do País foi determinante, no sentido de Granger, para o volume de aportes de capital estrangeiro no Brasil. Tal conclusão, se coaduna com a intuição original deste trabalho e, apesar do trabalho não ter se aprofundado com relação a inclusão de mais variáveis no modelo, o seu resultado encontra guarida em diferentes pesquisas econômicas de grande relevância para a literatura mundial.

Portanto, a relação de causalidade de Granger encontrada somente no sentido do PIB para o IED sugere que a economia brasileira apresenta uma estrutura relativamente atrasada, com pouca influência do setor de manufatura sobre o PIB, com problemas estruturais. Esta situação pode decorrer de condições específicas como a dependência estrutural do IED, o baixo investimento relativo no setor industrial, a dificuldade de transferência de conhecimentos para a formação de capital humano, predominância do setor primário na economia, baixo nível de renda *per capita* e gap tecnológico.

Este trabalho representa, portanto, um primeiro esforço para avaliar a relação entre IED e crescimento econômico. Como sugestão de continuidade da pesquisa, sugere-se a inclusão de outras variáveis no modelo, tais como taxa de juros, taxa de câmbio e balança comercial. Além disto, uma base de dados mais completa, que seja capaz de demonstrar esta interação a nível setorial da economia, poderia apresentar uma explicação mais completa do quadro analisado.

Para uma pesquisa mais robusta sobre a relação entre IED e crescimento econômico sugere-se também uma análise mais aprofundada dos fatores influenciadores desta relação, em especial aqueles relacionados aos países hospedeiros do IED, como qualidade do ambiente político, regime de abertura comercial, maturidade do mercado de capitais, níveis de capital humano e de dependência dos IED. Além desses fatores, o gap tecnológico entre as economias envolvidas no IED também poderia ser avaliado. Por fim, recomenda-se avaliar possíveis componentes de sazonalidade e quebra estruturais das séries temporais, bem como avaliar a relação de longo prazo.

REFERÊNCIAS

- ALFARO, L. *et al.* FDI and economic growth: the role of local financial markets. **Journal of international economics**, v. 64, n. 1, p. 89–112, 2004.
- AL-IRIANI, M. Foreign direct investment and economic growth in the GCC countries: A causality investigation using heterogeneous panel analysis. **Topics in Middle Eastern and North African Economies**, v. 9, n. 1, p. 1–31, 2007.
- ALMFRAJI, M. A.; ALMSAFI, M. K. Foreign Direct Investment and Economic Growth Literature Review from 1994 to 2012. **Procedia - Social and Behavioral Sciences** **129**, p. 206–213, 2014.
- BALASUBRAMANYAM, V. N.; SALISU, M.; SAPSFORD, D. Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. **The Economic Journal**, v. 106, n. 434, p. 92–105, 1996.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Investimentos Diretos no País - IDP - mensal - ingressos - SGS Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2019.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **PIB mensal - Em US\$ milhões - SGS Sistema Gerenciador de Séries Temporais**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br>>. Acesso em: 28 ago. 2019.
- BENGOA, M.; SANCHES-ROBLES, B. Foreign direct investment, economic freedom and growth: new evidence from Latin America. **European Journal of Political Economy**, v. 19, n. 3, p. 529–545, 2003.
- BLOMSTROM, M.; LIPSEY, R. E.; ZEJAN, M. What explains developing country growth? In: W. J. Baumol (Ed.). **Convergence of Productivity: Cross-National Studies and Historical Evidence**, 9^a ed. Nova York: Oxford University Press, Incorporated, 1994.
- BORENSZTEIN, E.; DE GREGORIO, J.; LEE, J. W. How does foreign direct investment affect economic growth? **Journal of International Economics**, v. 45, n. 1, p. 115–135, 1998.
- BOTRIC, V.; SKUFLIC, L. Main Determinants of Foreign Direct Investment in the Southeast European Countries. **Transition Studies Review**, v. 13, n. 2, p. 359–377, 2006.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**, 2^a ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CHAKRABORTY, C.; NUNNENKAMP, P. **Economic reforms, foreign direct investment and its economic effects in India**. Alemanha: Kieler Arbeitspapiere, 2006.
- CHOE, J. I. Do Foreign Direct Investment and Gross Domestic Investment Promote Economic Growth? **Review of Development Economics**, v. 7, n. 1, p. 44–57, 2003.

CHOWDHURY, A.; MAVROTAS, G. FDI and Growth: What Causes What? **World Economy**, v. 29, n.1, p. 9–19, 2006.

DE MELLO, L. R. Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data. **Oxford Economic Papers**, v.51, n.1, p. 133–151, 1999.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series whit a unit Root. **Journal of the American Statical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series whit a unit root. **Econometrica**, v. 49, n.4, p. 1057-1072, 1981.

DURHAM, J. B. Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth. **European Economic Review**, v.48, n.2, p. 285–306, 2004.

FARAS, R. Y.; GHALI, K. H. Foreign direct investment and economic growth: the case of the GCC countries. **International Research Journal of Finance and Economics**, v.29, p. 134–145, 2009.

FARREL, R. **Japanese Investment in the World Economy: a Study of Strategic Themes in the Internationalisation of Japanese Industry**. Reino Unido: Edward Elgar, 2008.

GRANGER, C. W. J. Causality, cointegration and control. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 551-559, 1988.

GRIFFIN, R. W.; PUSTAY, M. W. **International Business: A Managerial Perspective**. 5ª ed. Nova Jersey: Pearson/Prentice Hall, 2007.

HAILE, G. A.; ASSEFA, H. Determinants of Foreign Direct Investment in Ethiopia: A time-series analysis. In: **Annals** of 4th International Conference on the Ethiopian Economy, 10-12 Jun (pp. 1–26). Addis Ababa, Etiopia, 2006.

KENTOR, J. The Long-Term Effects of Foreign Investment Dependence on Economic Growth, 1940-1990. **American Journal of Sociology**, v. 103, n. 4, p.1024–1046, 1998.

KENTOR, J.; BOSWELL, T. Foreign capital dependence and development: A new direction. **American Sociological Review**, v. 68, n. 2, p. 301–313, 2003.

KHALIQ, A.; NOY, I. **Foreign direct investment and economic growth: Empirical evidence from sectoral data in Indonesia**. 2007. Disponível em: <http://www.economics.hawaii.edu/research/workingpapers/WP_07-26.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2019.

LAMOUNIER, W. M. Tendência, ciclos e sazonalidade nos preços spot do café brasileiro na NYBOT. **Gestão e Produção**, v. 14, n. 1, p. 13-23, 2007.

LI, X.; LIU, X. Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship. **World Development**, v. 33, n. 3, p. 393–407, 2005.

MANUCHEHR, I.; ERICSSON, J. On the causality between foreign direct investment and output: a comparative study. **The International Trade Journal**, v. 15, n. 1, p. 1–26, 2001.

NAIR-REICHERT, U.; WEINHOLD, D. Causality Tests for Cross-Country Panels: a New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 63, n. 2, p. 153–171, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, **Econometrica**, v. 57, p. 1361-1401, 1989.

SARKAR, P. Does Foreign Direct Investment Promote Growth? Panel data and Time Series Evidence from Less Developed Countries, 1970-2002. **MPRA**, v. 6, n. 5176, p. 1–23, 2007.

SHAIKH, F. M. Causality Relationship Between Foreign Direct Investment, Trade and Economic Growth in Pakistan. **International Business Research**, v. 1, p. 11–18, 2010.

SOLOMON, E. M. Foreign Direct Investment, Host Country Factors and Economic Growth. **Ensayos Revista de Economía**, v. 30, n. 1, p. 41–70, 2011.

U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS. **Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items in U.S. City Average [CPIAUCNS]**, Disponível em: <<https://fred.stlouisfed.org/series/CPIAUCNS>>. Acesso em: 16 nov. 2019.

UMOH, O.; JACOB, A.; CHUKU, C. Foreign Direct Investment and Economic Growth in Nigeria: An Analysis of the Endogenous Effects. **Current Research Journal of Economic Theory**, v. 4, n. 3, p. 53–66, 2012.

VU, T. B.; GANGNES, B.; NOY, I. Is foreign direct investment good for growth? Evidence from sectoral analysis of China and Vietnam. **Journal of the Asia Pacific Economy**, v. 13, n. 4, p. 542–562, 2008.

ZHANG, K. H. How does foreign direct investment affect economic growth in China? **Economics of Transition**, v. 9 n. 3, p. 679–693, 2001.