



Universidade de Brasília - UnB
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FACE
Departamento de Economia - ECO

Kylanne Nazaré dos Santos

**Investimento direto estrangeiro no Brasil e seus efeitos sobre o
crescimento econômico no período de 1990 – 2013:**
uma abordagem de crescimento restrito pelo balanço de pagamento

Brasília - DF
2014

Kylanne Nazaré dos Santos

**Investimento direto estrangeiro no Brasil e seus efeitos sobre o
crescimento econômico no período de 1990 – 2013:**
uma abordagem de crescimento restrito pelo balanço de pagamento

Monografia apresentada ao Curso de Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Economia, da Universidade de Brasília, como requisito para obtenção do grau de bacharel em Economia.

Orientador:
Ricardo Silva Azevedo Araújo

Brasília - DF
2014

AGRADECIMENTOS

Ao longo do período da graduação e especial em seu término com toda a expectativa de finalizar uma etapa da vida com a conclusão da monografia, diversas pessoas estiveram envolvidas direta ou indiretamente. A importância de todas elas foram essenciais para que os objetivos fossem alcançados, sendo assim, nada mais justo que demonstrar minha gratidão.

Agradeço primeiramente a Deus, que sempre me conduz e me leva a lugares altos, agradeço também os professores e funcionários que tanto me ajudaram em toda a graduação. Especialmente o Professor Ricardo Silva Azevedo Araújo, cujo curso de Teoria do Crescimento Econômico serviu de inspiração para começar esta monografia, pela disponibilidade em me orientar nesse trabalho. Também presto meu reconhecimento ao Professor Alexandre Flávio Silva Andrade, que gentilmente participou da banca examinadora e fez importantes sugestões e comentários.

Devo sinceros agradecimentos especiais ao meu amigo Vítor Branco pelo companheirismo e compreensão durante a graduação e fico feliz em poder ter contado com o apoio de vários outros amigos também, como a Danielle Xavier, Patrícia Nunes e Luciana Batista que fizeram desse momento um período de descontração e alegria. Às minhas irmãs Elaine Santos e Mirella Santos pelo apoio e pelos momentos compartilhados juntas e ao Diego Arruda que apesar de entrar na minha vida na reta final da monografia sempre demonstrou carinho e atenção.

Dedico essa monografia ao meu pai Jovino Santos, que é o responsável por hoje está me formando, obrigada por tudo e em especial pelo investimento na minha educação durante esses anos. Espero que minha graduação seja um bom motivo para orgulhá-los.

Por fim, gostaria de expressar o quanto estou honrada em poder carregar o nome de uma instituição como a Universidade de Brasília em minha monografia de conclusão de curso. Aproveito para agradecer todo o suporte da UnB e o excelente trabalho do Departamento de Economia durante todos esses anos.

RESUMO

Após a década de 1990, os fluxos de investimentos direto estrangeiro (IDE) com destino ao Brasil aumentaram expressivamente como consequência do processo de abertura econômica pelo qual a economia brasileira passou. Em função disso este trabalho tem como objetivo analisar o crescimento econômico brasileiro a partir da década de 1990, utilizando a abordagem Keynesiana de crescimento sob restrição externa, por meio do modelo de Engle e Granger. Os resultados empíricos sugerem uma predominância do papel do fluxo de capital para o crescimento econômico para o Brasil.

Palavras-chave: Restrição Externa; Crescimento Econômico; Investimento Direto Estrangeiro.

ABSTRACT

After the 1990s, flows foreign direct investment (FDI) to Brazil increased substantially due to the openness of the economy. Hence and because of that this work aims to analyze the Brazilian economic growth from the 1990s, using the Keynesian approach of the balance of payments constrained growth by using the Engle and Granger methodology. The empirical results suggest an important role for the capital flows in the Brazilian growth experience after trade liberalization.

Keywords: Balance of payments constrained growth; Economic Growth; Foreign Direct Investment

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – PIB variação percentual real.....	12
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária: ADF.....	32
Tabela 2: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB e IDE.....	33
Tabela 3: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB e X.....	34
Tabela 4: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB, IDE e X.....	36
Tabela 5: Dívida (% da Exportação).....	37

SUMÁRIO

1. Introdução.....	9
1.1 O Problema e sua Importância	9
1.2 Objetivos	15
2. Referencial Teórico e Bibliográfico	16
2.1 A Teoria de Crescimento restrito pelo balanço de pagamentos.....	16
3. Metodologia.....	23
3.1 Motivações da escolha do modelo de Cointegração Engle e Granger	23
3.1.1 Raiz Unitária	24
3.1.2 Teste de Cointegração Engle e Granger	25
3.2 Dados.....	27
4. Resultados e Discussão	28
4.1 Considerações iniciais	28
4.2 Análise do modelo de Cointegração de Engle e Granger	31
4.2.1 Raiz Unitária	31
4.2.2 Modelo de Engle e Granger.....	32
5. Considerações finais.....	40
Referências	42
Apêndice A.....	45

1. INTRODUÇÃO

1.1 O problema e sua Importância

O cenário de abertura econômica brasileira, na década de 1990, se intensificou dentro de um quadro de instabilidade, recessão econômica, indefinição da política econômica e descontrole inflacionário. Diante desse quadro e dos possíveis impactos sobre as contas públicas em relação à abertura comercial e financeira – uma vez que os juros altos e o câmbio sobrevalorizado aumentariam a vulnerabilidade externa, restringindo o crescimento e agravando o problema da deterioração das contas pública - a desregulamentação dos mercados, privatizações e a redução da atuação do Estado contribuíram para a reestruturação da economia brasileira.

O pano de fundo desse processo é a crença de que os fluxos de investimentos, em especial o Investimento Direto Estrangeiro (IDE), revelaram-se como determinantes para o crescimento econômico brasileiro. Atuando como componente mais estável de um financiamento de longo prazo e proporcionando, assim, desenvolvimento com melhoria na qualidade de vida da população, advindo da melhor eficiência alocativa dos fatores de produção possibilitado por empresas estrangeiras protagonistas de um crescimento com ênfase nas exportações, a partir de uma base produtiva mais especializada e com maior conteúdo tecnológico.

Apesar de existirem diversos trabalhos que analisam o papel do IDE, não há uma posição definida de qual seria a verdadeira influência deste na economia brasileira. O movimento desse fluxo é extremamente complexo, pois há grande variedade de fatores que se interagem, como o ambiente competitivo onde as empresas operam, assim como às suas características e os fatores econômicos dos países de origem e dos hospedeiros.

Agosin e Mayer (2000, *apud* Leonardi, 2006), certificam, através do estudo com painel de dados com os países dos continentes asiáticos e latino-americano para os períodos de 1970-1996 e 1986-1996, que a correlação entre o IDE e o produto depende do nível da infraestrutura do país receptor, da política doméstica, da qualidade de IDE e do dinamismo das empresas anfitriãs.

Soto (2000) permite inferir que o IDE contribui positivamente para os países em desenvolvimento, onde os benefícios podem vir diretamente através da contribuição de investimento de capital para o processo de acumulação de capital nacional ou indiretamente por meio de difusão de tecnologia. Lipsey (2000) também conclui que o efeito do IDE sobre o crescimento é positivo, porém este depende da interação com o nível de escolaridade do país receptor.

Ainda sobre a questão do efeito do IDE, Reichert e Weinhold (2000) evidenciam, usando do método de estimação de dados em painel, que a eficácia do IDE no aumento das taxas de crescimento é positivamente influenciado pelo grau de abertura externa do país. Acrescentam, ainda, alguns estudiosos da área que o menor hiato tecnológico entre os países de origem e hospedeiro do IDE determina maior grau de externalidade positiva por parte do mesmo.

Nonnemberg e Mendonça (2005) defendem que a causalidade se daria no sentido de que o crescimento do PIB causa o aumento do fluxo de investimento estrangeiro. Embora, contrariamente a estes autores, seja possível argumentar que o investimento estrangeiro proviria o componente externo que complementaria a baixa taxa de poupança interna, propiciando a sustentabilidade do balanço de pagamento e dos investimentos para países como o Brasil. Desta forma, a crescente entrada de investimento financeira o déficit em transações correntes da balança de pagamento.

Verifica-se que o IDE, em geral, é orientado para os países em desenvolvimento em busca de maior rentabilidade, uma vez que tais países têm em geral taxas de juros mais elevados do que os desenvolvidos. A esse fator acrescenta-se também o aumento do PIB per capita, aumento do grau da escolaridade e redução da restrição do comércio exterior. Assim, como a redução das dificuldades geradas pelos gargalos administrativos, com a instabilidade macroeconômica, dívida externa, a deterioração das finanças públicas e a inflação orientando a implementação de políticas de ajuste – câmbio valorizado e juros elevados – fez que a dinâmica dos investimentos, no início da década de 1990 no Brasil, fosse direcionada para o exterior, favorecendo a importação de equipamentos de componentes tecnológicos. Sarti e Laplane (2002) ao analisar o processo de internacionalização

produtiva no Brasil nos anos de 1990 defendem que o poder de indução do crescimento do IDE era baixo, pois este não alterou significativamente a pauta de exportações.

Os setores intensivos em tecnologias deveriam apresentar um coeficiente de abertura maior, mas o que se viu foi um aumento na penetração do comércio exterior mais do lado da importação (cerca de 9,4% em 1990 para 20,6% em 1995)¹ do que da exportação (cerca de 10% em 1990 para 14,3% em 1995)² indicando um aprofundamento do comércio interindústria e não intraindústria.

Diferentemente, na segunda metade da década de 1990, os fluxos de IDE apresentaram uma trajetória continuamente crescente, atingindo o auge de US\$ 32,8 bilhões³ em 2000. Segundo Sarti e Laplane (2002), o Brasil foi o principal polo de atração de investimento direto da América Latina neste período. A ascensão do investimento alimentou o otimismo daqueles que acreditavam que IDE oferecia uma fonte estável de financiamento externo. Contribuindo para o crescimento suprindo a ausência de poupança doméstica e escassez de capital, uma vez que os retornos ao capital são maiores em economia desse tipo.

Ferreira e Canuto (2001, *apud* Vieira e Holland, 2010), estimam para o período de 1949-1999 que o influxo de capitais contribuiu para financiar o crescimento brasileiro, pois no que tange ao desempenho econômico, o crescimento médio do PIB foi de 4,4% a.a na década de 1990. Vieira e Holland (2010) observaram que na versão estendida do modelo de Thirlwall a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamento ficou acima da taxa de crescimento efetiva, o que implica uma tendência de maior crescimento num ambiente de elevada liquidez; porém, pode-se constatar que a economia brasileira não utilizou todo o potencial desse ambiente porque o crescimento efetivo no período foi inferior.

A relação entre IDE e crescimento econômico merece uma atenção especial. Durante a década de 1990, permite evidenciar que há contribuição do IDE para o crescimento econômico. No entanto, há outra interpretação,

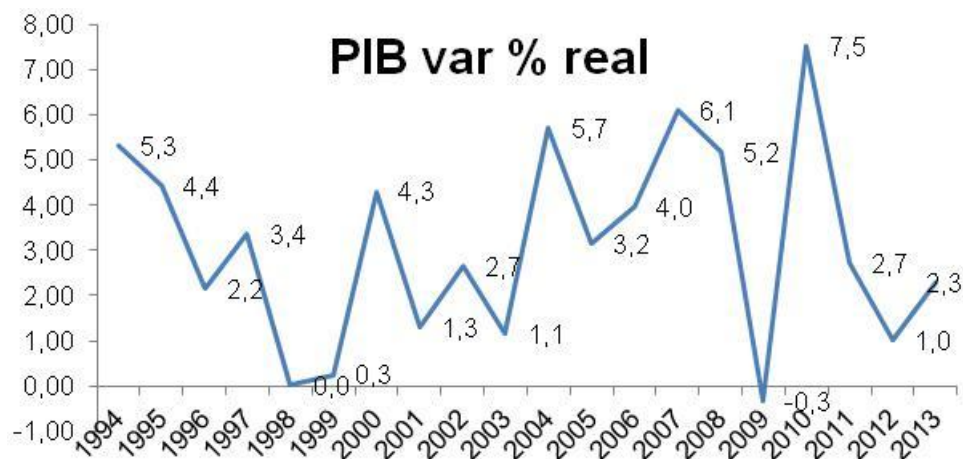
¹ Moreira (1999, p. 302)

² Moreira (1999, p. 306)

³ IPEADATA

quando se observa a taxa anual de crescimento do PIB onde se percebe que a taxa oscilou com tendência declinante (Figura 1).

Figura 1 – PIB var % real



Fonte: Ipeadata

As limitações constatadas para promover o crescimento talvez se devam ao IDE destinado à compra de ativos já existentes, pois a contribuição do investimento para o produto só se materializa quando os investimentos adicionais são realizados (Sarti e Laplane, 2002). Neste caso, restringiria a modernização e/ou ampliação da capacidade de produção e dos aumentos de produtividade resultante.

O que se observa é que o *boom* do investimento aprofundou a internacionalização produtiva da economia, porém não aumentou significativamente o potencial de crescimento. A partir de 2001, os fluxos de IDE sofreram uma retração, mas o contínuo ingresso do investimento estrangeiro gerou uma significativa acumulação de reserva e a consequência redução da dívida externa líquida do país chegando a se tornar negativa em 2006. No campo da economia real, o PIB, no ano de 2001, apresentou um crescimento modesto de 1,3%. Isso se deu por conta da crise energética e pela insegurança nos mercados externos, marcados pela crise Argentina e pelos atentados terroristas contra os Estados Unidos.

Em 2002, em função das incertezas quanto à sustentação da política econômica, risco-lula, resultaram em queda do fluxo de capitais e aumento

do risco nos países emergentes. Conforme a figura 1 percebe-se que durante 2003 o PIB cresceu somente 1,1% refletindo, também, a demanda reprimida que era reflexa do receio de que a inflação crescesse.

A melhora em 2004 pode ser explicada, primeiramente, pela utilização mais ampla da capacidade industrial, que vinha desde a década anterior num patamar de 80% chegando em outubro de 2004 a 86,1%⁴. Conforme Baer, este aumento da utilização da capacidade industrial foi em função de aceleração de pressões da demanda diante da formação líquida do capital.

Segundo, pelo aumento do consumo que pode ser atribuído ao aumento dos salários reais na indústria e ao efeito monetário nos 12 meses até agosto de 2004. É importante ressaltar que o aumento do consumo se deu praticamente pelo o setor privado, pois o consumo do governo quase não aumentou. As autoridades estavam preocupadas em fazer o superávit subir para satisfazer a comunidade internacional de investimento e o Fundo Monetário Internacional (FMI).

E por último, aumento das importações com base na flutuante demanda internacional pelas *commodities* e devido à valorização real em relação ao euro e ao iene japonês beneficiaram o PIB brasileiro. Neste período, também, é possível notar, após dois anos de retração, o saldo positivo da taxa de crescimento de formação de capital.

Apesar do aumento da participação do IDE no PIB passando de 17,8% em 2003 para 19,5% em 2004⁵. Lima e Carvalho, 2009, a partir de um estudo empírico, indicam que houve uma quebra estrutural nos parâmetros da Lei de Thirlwall apresentando entre 1994-2004 a uma taxa de crescimento de 1,3%, explicando a perda de dinamismo do crescimento brasileiro.

Ferreira (2001), em Carvalho e Lima (2009), afirma que o “fluxo de capital não contribuiu diretamente para o alargamento da restrição imposta pelo balanço de pagamento e que o pagamento do serviço desse capital contribuiu para intensificar essa restrição” (p. 48). O que se nota no trabalho do Carvalho e Lima é que o lado comercial ou a razão das elasticidades-renda é o maior responsável pelo o crescimento.

⁴ Baer (1983 p. 250).

⁵ Idem

Nos anos seguintes, a economia brasileira foi marcada por oscilação significativa do produto, atingindo o seu pior resultado em 2009, -0.3%, devido à crise mundial. Ainda em função da crise nota-se o recuo da taxa de investimento registrando um fluxo de R\$ 25,9 bilhões frente a R\$ 45 bilhões do ano anterior a crise. No entanto, apesar da queda do PIB em 2009 não houve quedas dos níveis de consumo e de emprego como apresentaram as principais economias internacionais. Embora, a crise tenha causado recessão no nível de atividade do país, em 2010, o que se viu foi um vigor no crescimento.

Reforçando esses conjuntos de elementos tem a decisão tomada pela FIFA em 2007, de o Brasil sediar a Copa de 2014 e a escolha, em 2009, da cidade do Rio de Janeiro como sede das Olimpíadas de 2016 fizeram que as empresas estrangeiras se voltasse mais para o país, resultando um contínuo aumento do IDE e atingindo um patamar de R\$ 48,5 bilhões em 2010. Durante os últimos anos o que se buscou com a inclusão do capital externo foi o dinamismo para a realização dos objetivos de crescimento e modernização.

O cenário do investimento, em 2011, é ambíguo, pois de um lado há a desaceleração da taxa de crescimento do PIB – saindo de uma expansão de 7,5% para 2,7% -; por outro, o que se vê o início da trajetória de queda dos juros, no qual é um fator de estímulo aos investimentos. Todavia, o IDE acelerou fortemente nos últimos anos e permanece como a maior fonte de financiamento do déficit em transações correntes. No ano o IDE acumulou R\$ 66,7 bilhões, equivalente a 1,6% do PIB enquanto o saldo da conta corrente acumula déficit equivalente a 2,13% do PIB.

É possível perceber, já em 2011, uma abrupta queda na taxa de crescimento, no entanto, segundo os dados do IPEA o que se nota é um contínuo aumento do IDE no Brasil. No trabalho de Nakabashi (2007) é possível de notar que quando há período de entrada líquida as elasticidades-renda das importações variam de modo a compensar o fluxo de capital. Desta forma que Thirlwall dá uma relevância crucial no desempenho das importações e exportações para o crescimento, pois, entre outros motivos, o crescente aumento nos déficits em conta corrente leva o país a praticar taxas de juros mais elevadas para atrair fluxos de

capital, favorecendo a parte financeira em detrimento da parte real da economia.

Carvalho e Lima (2009) ressaltam que o lado comercial do equilíbrio externo, ou a razão das elasticidades-renda das importações e exportações, explica parte do crescimento econômico e que o fluxo de capital só tem relevância em alguns subperíodos.

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

Estudar o comportamento do fluxo de capitais estrangeiros para o Brasil entre o período 1990 -2013 e seu impacto sobre o crescimento econômico de acordo com a teoria de crescimento restrito pelo balanço de pagamento

1.2.2 Objetivos Específicos

- Fazer teste econométrico para ver se há correlação entre as taxas de crescimento do produto e do fluxo de capitais no Brasil.
- Verificar se o fluxo de capitais é um dos determinantes do crescimento econômico no Brasil entre 1990-2013.

2. REFERENCIAL TEÓRICO E BIBLIOGRÁFICO

2.1 A Teoria de Crescimento restrito pelo balanço de pagamentos

O modelo de Thirlwall procura explicar as tendências divergentes das economias mundiais orientada pela restrição da demanda, presumindo que a mesma ocorre muito antes da restrição da oferta se manifestar. Na prática, afirma que a principal limitação do desempenho econômico de uma economia aberta tende a ser a restrição advinda do balanço de pagamentos. Em sua formulação inicial, o modelo de Thirlwall de 1979, sugere que o crescimento da economia no longo prazo é definido pela razão entre a elasticidade renda das exportações e a elasticidade-renda das importações multiplicada pela taxa de crescimento da renda mundial.

No nível teórico, Thirlwall (2005, p.61) afirma que “nenhum país pode crescer mais depressa que a uma taxa compatível com o equilíbrio do balanço de pagamento na conta corrente, a menos que possa financiar seus déficits cada vez maiores”. Dentro da tradição keynesiana reconhece-se que o quadro analítico introduzido por Thirlwall, mais de três décadas atrás, é conhecido como o modelo de crescimento restrito pelo balanço de pagamentos.

Dentro dessa abordagem, a exportação se difere dos outros componentes de demanda por ser o único componente exógeno. Uma vez que parte da demanda de consumo, investimento e gasto governamental dependem da renda. Além disso, a exportação financia importação de bens de capital que são necessários para a utilização de certas técnicas de produção. O que se verifica é que à longo prazo a exportação alivia a restrição no balanço de pagamento permitindo que outros componentes de demanda cresçam mais depressa sem prejudicar o balanço de pagamento.

Nota-se que, a taxa de crescimento não seria sustentável se as importações não precisassem pautar-se em modelo de crescimento impulsionado pela exportação. Na sua versão mais simples, o modelo contempla uma economia em que o balanço de pagamentos coincide com a conta corrente, cujo equilíbrio é dado:

$$P_{d,t}X_t = P_{f,t}M_tE_t \quad (1.1)$$

onde X é o volume de exportações de bens e serviços não-fatores, P_d é o preço das exportações em moeda nacional, M é o volume de importações de bens e serviços não-fatores, P_f é o preço das importações em moeda estrangeira, E é a taxa de câmbio, medida como preço interno da moeda estrangeira e o subscrito t representa o período em questão.

As funções de demanda de importação e exportação assume o formado de

$$M = (EP_f / P_d)^\Psi Y^\pi \quad (1.2)$$

$$X = (P_d / EP_f)^\eta Z^\xi \quad (1.3)$$

onde na demanda por importação (1.2), Ψ é a elasticidade-preço das importações ($\Psi < 0$), π elasticidade-renda da importação ($\pi > 0$) e Y renda interna. A demanda por exportação (1.3), η é a elasticidade preço ($\eta < 0$), ξ é a elasticidade-renda das exportações ($\xi > 0$) e Z renda estrangeira.

Aplicando logaritmo⁶ e derivando em relação ao tempo as equações (1.1), (1.2) e (1.3) tem-se em termos de taxa de crescimento:

$$p_d + x = p_f + m + e \quad (1.1a)$$

$$m = \Psi(p_f + e + p_d) + \pi y \quad (1.2a)$$

$$x = \eta(p_d - p_f - e) + \xi z \quad (1.3a)$$

Combinando, agora, as equações (1.2a) e (1.3a) e substituindo em (1.1a) obtém-se a expressão que determina a taxa de crescimento do produto consistente com o equilíbrio no balanço de pagamento.

$$\hat{y} = \frac{(1 + \eta + \Psi)(p_d - p_f - e) + \xi z}{\pi} \quad (1.4)$$

⁶ Uma importante propriedade dos logaritmos é que a derivada com relação ao tempo do logaritmo de uma variável é a taxa de crescimento dessa variável

Verifica-se que, o balanço de pagamentos limitado à taxa de crescimento a partir do equilíbrio inicial em conta corrente é a soma ponderada do crescimento das exportações devido ao crescimento da renda mundial e o crescimento dos fluxos de capitais reais, dividido pela elasticidade-renda da demanda para as importações. Assim, a diferença entre a taxa de crescimento real e a prevista pela equação (1.4) é uma medida dos termos puros de efeito do comércio sobre o crescimento da renda real.

A equação (1.4) expressa algumas preposições importantes, que merece ser destacado. Primeiramente, a melhoria nos termos de troca ($p_d - p_f - e$) > 0 , isto é, a relação entre a evolução dos preços de exportação e das importações melhorar a taxa de crescimento do país.

Segundo, dado a condição de Marshall-Lerner, $(1 + \eta + \psi) < 0$, seja válida pode concluir que o aumento dos preços domésticos (p_d) em relação ao preço estrangeiro (p_f) reduz a taxa de crescimento compatível com a do balanço de pagamento.

Terceira questão importante, é que a desvalorização do câmbio ($e > 0$) melhora a taxa de crescimento com restrição no balanço de pagamento quando a soma da elasticidade-renda é maior que um. Já que uma moeda mais fraca estimula a produção industrial e conseqüentemente as exportações e o emprego. No entanto, a depreciação da moeda não sustenta de forma permanente o crescimento, uma vez que no período subsequente à desvalorização cambial é igual à zero ($e=0$), no qual o mesmo não afetaria mais a taxa de crescimento, mas apenas o nível de renda do país. Desta forma, para que um país tenha um crescimento permanentemente maior e compatível com o balanço de pagamento é necessário que o câmbio se desvaloriza de forma contínua. Por sua vez, isso não é viável, pois em um segundo momento os preços internos caíam anulando a vantagem cambial.

Outras duas proposições econômicas interessantes que também merecem ser destacados: i) dependendo da dimensão da elasticidade-renda da demanda de exportação (ξ), um país pode crescer mais rápido em relação a todos os demais. ii) a taxa de crescimento tem uma relação inversa com a proporção marginal a importar, que é representada pela elasticidade-renda da demanda de importação (π).

Considerando na equação (1.4) os preços relativos constante, dado a condição de Marshall-Lerner, se verifica que:

$$\hat{y} = \frac{x}{\pi} \quad (1.6)$$

Posto que $x = \xi z$ é a taxa de crescimento da exportação.

O resultado (1.6) consiste em verificar em que medida o crescimento do país, no longo prazo, aproxima da taxa de crescimento das exportações (x/π), pois a exportação tem não apenas um efeito direto sobre na demanda como indireto ao permitir que todos outros fatores componentes da demanda cresçam mais depressa sem que haja dificuldade na balança comercial.

Tomando outra dimensão, Thirlwall introduz no modelo original o papel desempenhado pelos fluxos de capital para restrição no balanço de pagamento. Ao analisar os dados dos países desenvolvidos Thirlwall (1979) verificou que os resultados eram coniventes com o previsto pelo modelo. Contudo, o modelo não se validava ao estudar países que tiveram grandes superávits no balanço de pagamento por um longo período ou grandes déficits financiado por entradas de capital, Thirlwall (2005). Desta forma, Thirlwall, juntamente com N. Hussain estenderam o modelo a fim de incorporar os fluxos de capitais no balanço de pagamento.

In the model with capital flows, balance of payments constrained growth must be interpreted to mean nothing more than the growth rate associated with the balance of payments balancing i.e with all debits and credits summing to zero. (Thirlwall; Hussain, 1982, p.502).

Seguindo Thirlwall e Hussain (1982), tem-se que

$$P_{d,t}X_t + F_t = P_{f,t}M_tE_t \quad (1.7)$$

onde $F > 0$ representa o valor nominal do fluxo de capitais em moeda doméstica e o subscrito t representa o período em questão.

Substituindo (1.2) e (1.3) em (1.7) e aplicando logaritmo natural e derivando em relação ao tempo, obtém-se a condição de equilíbrio da taxa de crescimento:

$$\hat{y} = \frac{(pd-pf-e) + (\theta\eta + \Psi)(pd-pf-e) + \xi z + (1-\theta)(f-pd)}{\pi} \quad (1.8)$$

onde, θ é a parcela das exportações na receita total para custear as importações e $(1 - \theta)$ é a parcela de fluxos de capital na receita total.

Na equação (1.8) tanto os efeitos dos termos de troca, do volume das alterações dos preços relativos, das mudanças exógenas no crescimento da renda do exterior quanto o efeito do crescimento das entradas reais de capital influencia sobre o crescimento real da renda.

Thirlwall (2005, p.68) destaca que os países podem estimular a entrada de capital com intuito de financiar suas importações em relação ao crescimento das exportações. Todavia, deve-se tomar cuidado com o tipo de capital que entra no país, pois a maioria envolve pagamento de serviço da dívida. Caso a entrada de capital não se traduz em melhora no desempenho da exportação o país não será capaz de pagar os juros e a amortização gerando, assim, problema com a dívida.

Kregel (1996) afirma que o investimento direto estrangeiro é preferível e benéfico, pois não inclui cobrança de juros fixos denominados em moeda estrangeira, determinada por taxas de juros de mercado internacional de capital.

“O IDE é a forma de empréstimo mais apropriada, pois ele não possui o elemento de juros fixos da dívida bancária e nem a volatilidade associada com o investimento de portfólio. Isso, basicamente, porque o IDE é considerado um investimento em tijolos e argamassa, que não podem ser movidos com facilidade.” (Kregel, 1996, p. 34).

Como o IDE não apresenta ônus fixo ou imediato sobre a reserva de moeda estrangeira, ele se mostra mais atraente em relação a outros empréstimos estrangeiros. Todavia, os lucros, por sua vez, representam um ônus direto sobre as reservas. Já que esses são registrados como saída da conta corrente, contrabalançadas por lançamento na conta capital, representando os ganhos com reinvestimentos.

Esses ganhos não necessariamente serão aplicados em investimentos produtivos, mas podendo ser aplicado investimentos em carteira, o que pode, eventualmente, tornar o balanço de pagamento mais instável, Kregel (1996). O investimento direto estrangeiro pode causar problema pautado com a natureza

dos bens produzidos, as técnicas de produção utilizadas e com a remessa de lucros.

Dessa maneira, uma das principais contribuições à teoria do crescimento conduzido pela demanda incluindo variáveis tais como fluxo de capital tem-se Vieira e Holland, onde analisou a relação entre a liquidez internacional e o crescimento econômico brasileira, no período posterior a 1970. Vieira e Holland (2010, p. 249) apontam para “o fato de que as taxas de crescimento econômico de equilíbrio do balanço de pagamentos quando controladas por variáveis de liquidez internacional mostram-se superiores às taxas observadas”.

Tais resultados vão ao encontro da ideia de que a proporção da liquidez externa tem importância sobre o crescimento econômico brasileiro e que este cresce melhor em ambiente de maior liquidez. Nakabashi (2007, *apud* Carvalho; Lima 2009) encontra evidências robusta de que a elasticidade-renda das importações variou de maneira anticíclica, maior em período de elevada liquidez e de alto crescimento.

De maneira mais ampla, deve-se reconhecer o vínculo entre o fluxo de capital, particularmente o investimento direto estrangeiro e em carteira, e mudanças estruturais. No caso brasileiro, por sua vez, existem evidências de que o ciclo de investimento direto externo pouco contribuiu, na década de 1990, para setores com maior saldo comercial e maior corrente de comércio (Lima, 2005). Na verdade o que se percebeu foi uma piorar no saldo comercial em decorrência do aumento da importação, além de maiores gastos com juros.

Laplane e Sarti (2002, *apud* Alecar e Strachman, 2013) argumentam que a entrada de IDE, na década de 1990, foi direcionada para a compra de ativos já existentes no Brasil. De acordo com Alecar et al:

“Grande parte de IDE se dirigiu para investimento no setor de serviços e em non-tradables, proporcionando praticamente nenhum ganho em exportações, a despeito da pressão sobre o balanço de pagamentos, quando da remessa de lucros, juros, royalties, capitais, etc.” (Alecar e Strachman, 2013, p.6)

O investimento direto refere-se aos capitais externos internalizados com o objetivo de estabelecer controle sobre a unidade produtiva. Assim, “se os capitais externos apresentarem um comportamento autônomo, então o aumento do passivo externo não traz necessariamente a garantia de que a

trajetória paralela de captação de poupança externa reflita maior crescimento econômico futuro”. (Aurélio, 1997)

A análise da literatura teórica sobre crescimento econômico fornece subsídio importante para a investigação empírica e detalhada dos fluxos de capital, Investimento Direto Estrangeiro, para o Brasil. Desta forma, este estudo dá margens para retomada das análises numa perspectiva empírica, observando em que medida essas inovações avançaram na aplicação aos países, em especial o Brasil.

3. METODOLOGIA

Esta seção tem como objetivo introduzir os fundamentos metodológicos que dão sustentação aos testes econométricos que foram empregados para verificação das relações entre IDE e crescimento econômico e entre a exportação e o produto. Esta verificação foi feita com base no modelo de cointegração Engle e Granger. Para tanto, são realizados os procedimentos econométricos usuais de séries temporais como a análise da estacionariedade das séries, por meio do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller.

O presente trabalho utilizou das seguintes variáveis para analisar a relação entre IDE e crescimento econômico: PIB *per capita* do Brasil, investimento direto estrangeiro e a exportação, todos expressos em dólares americanos a preços correntes.

O modelo foi estimado no *software* econométrico *Eviews 7.0*. Essas séries foram extraídas no endereço eletrônico do IPEA⁷ para o período de 1974 a 2013 com dados anuais.

3.1 Motivações da escolha do modelo de Cointegração Engle e Granger

A importância do modelo econométrico de séries temporais está relacionado a um grande número de problemas econômico e financeiro. Neste sentido, é útil para explicar os fatos passados, assim como, para testar a teoria e prever os eventos futuros.

Grande parte da análise econométrica começa com a premissa: y e x são duas variáveis, que representam alguma população, e há o interesse em estudar como y varia com a variação de x . A equação: $y = \beta_0 + \beta_1 x + u$ define o modelo de regressão linear simples. Assim, a variação de y é β_1 multiplicado por x . Isso significa que β_1 é o parâmetro de inclinação da relação entre y e x , mantendo fixo outros fatores em u . No entanto, este efeito de *ceteris paribus* de x sobre y só é possível se haver uma hipótese que restrinja a maneira de como o termo não observável em u está relacionado à variável explicativa x .

⁷ Ver [ipeadata](http://www.ipeadata.gov.br): série histórica. Disponível em [HTTP://www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)

Desta forma, o incentivo de se observar como se comporta y (PIB) em relação ao x (IDE) motiva a escolha do modelo cointegração de Engle e Granger, pois este é indicado para ser feito sobre uma única equação como, também, por tratar-se de um teste imediato e de fácil implementação.

A contribuição do teste de cointegração deu-se no sentido de realizar testes apropriados para conferir se os resíduos de uma regressão estimada são estacionários ou não.

3.1.1 Raiz Unitária

Antes do teste de cointegração foi necessário constatar se as variáveis são estacionárias ou não.

Para testar a existência de raízes unitárias ou se as séries são estacionárias foi utilizado o teste de Dickey-Fuller (DF). O teste é baseado no modelo de auto-regressão do tipo:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Subtraindo y_{t-1} em ambos os lados da equação (1), obtém:

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

Onde $\gamma = a - 1$ e Δ é o símbolo de diferença.

A presença de raiz unitária é verificada por meio do método de regressão de mínimos quadrados ordinários a um dado nível de significante $\gamma = 0$ ou $a = 1$.

Pode-se adicionar p defasagens de Δy_t para levar em conta a dinâmica do processo. Neste sentido, tem-se a versão estendida do teste de DF que é chamado de teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF).

O teste de ADF considera ainda duas outras regressões: com constância (equação 3) e com constância e tendência (equação 4)

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

No entanto, vale ressaltar que os valores críticos e a regra de rejeição são os mesmos que antes. Outro aspecto importante é que tanto o teste DF quanto o ADF assumem que os erros são independentes e com variância constante.

O teste de raiz unitária de DF é baseado nas três formas de regressão: *i)* Sem constância ou tendência (equação 2), *ii)* Com constância (equação 3) e *iii)* Com constância e tendência (equação 4). Onde as hipóteses são:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ (raiz unitária)}$$

$$H_1: \gamma \neq 0$$

Se $t^* >$ ADF valor crítico, não rejeita a hipótese nula, isto é, existe raiz unitária. Do contrário, se $t^* <$ ADF valor crítico, rejeita a hipótese nula, isto é, não existe raiz unitária.

3.1.2 Teste de Cointegração Engle e Granger

A cointegração de Engle e Granger verifica se as variáveis apresentam a mesma ordem de integração. O método, neste sentido, consiste em estimar a regressão $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$, onde x_t e y_t correspondem duas séries não estacionárias e verifica se a combinação entre elas geram uma sequência de resíduo estacionária.

Intuitivamente, pode-se afirmar que se duas variáveis são cointegradas, então parte da mudança de x é resultado de correções de y em direção ao equilíbrio de longo prazo. Por exemplo, sejam y_t e x_t dois passeios aleatórios, e suponha que exista $u_t = y_t - \beta x_t$ estacionária. Neste caso, y_t e x_t são chamadas de cointegração e β é o parâmetro de cointegração, que pode ser estimado por uma regressão por mínimos quadrados ordinários de y_t em x_t . Na presença de cointegração β será superconsistente, ou seja, o coeficiente se aproxima mais rapidamente do seu valor do que se fosse estimado com variáveis estacionárias diferenciadas quando a amostra é aumentada.

Em linhas gerais, cointegração significa que existe um co-movimento entre variáveis que exibem tendência. Logo, apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Desta forma, Engle e Granger propõem um teste, a partir de três passos, para determinar se as variáveis são cointegradas:

1. Executar o teste de raiz unitário nas variáveis de interesses e verificar se elas são integradas de ordem 1.
2. Estimar a relação de longo prazo e obter os resíduos estimados.
3. Realizar o teste raiz unitária nos resíduos estimados, usando o procedimento ADF:

$$\Delta u_t = \alpha \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1} + \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t$$

Nota-se que em um sistema de n variáveis endógenas, haverá no máximo $n-1$ vetores de cointegração. Observa-se, também que como os resíduos são estimados, não é possível usar as tabelas convencionais é necessários usar as tabelas de Mackinnon, no qual depende do número de observações e de variáveis endógenas e da existência ou não de constante e tendência linear.

Em síntese, estima-se a equação em primeira diferença para as variáveis y e x e obtêm-se os resíduos de mínimos quadrados ordinários e em seguida executa-se a regressão de $\Delta \hat{u}_t$ sobre \hat{u}_{t-1} e compara a estatística t de \hat{u}_{t-1} ao valor crítico. Se a estatística estiver abaixo do valor crítico pode-se afirmar que $y_t - \beta x_t$ é $I(0)$ para algum β ; isto é y_t e x_t são cointegrados. Em outras palavras, se a hipótese nula de raiz unitária dos resíduos não for rejeitada as variáveis não serão cointegradas. Em contraste, a rejeição da hipótese nula implica que as variáveis são cointegradas, pois os resíduos serão estacionários.

Se y_t e x_t não cointegrarem, uma regressão de y_t sobre x_t será espúria e não nos informará nada de importante, pois não existirá uma relação de longo prazo entre y e x . No entanto, se y_t e x_t cointegrarem poderá ser usado para especificar modelos dinâmicos mais gerais, como veremos na próxima seção.

3.2 Dados

Dado o objetivo de compreender relação entre IDE e o crescimento econômico deve-se dar a importância na qualidade dos dados para que análises macroeconômicas possam ser feitas com confiabilidade. Neste sentido, esta seção terá como propósito apresentar o processo de construção da base de dados usados neste trabalho.

Este artigo utilizou-se das seguintes variáveis para analisar a relação entre IDE e crescimento econômico: PIB do Brasil *per capita*, fluxo de entrada de investimento direto estrangeiro que ingressa o território brasileiro e exportação.

Todas as séries são anuais e estão expressas em dólares americanos a preços correntes. Foram provenientes da base de dados do IPEADATA para o ano de 1974 – 2013, que estão disponíveis no site (<http://www.ipeadata.gov.br/>).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Considerações iniciais

Ao se analisar os dados da economia brasileira para o período em questão, pode-se afirmar que as reformas na década de 1990 contribuíram pouco para o crescimento. Entre 1990-1997, a produtividade do trabalho cresceu quase 50%, segundo as Contas Nacionais⁸⁸. O alicerce deste aumento de produtividade é devido à abertura econômica. No novo modelo, as empresas brasileiras foram compelidas a aumentar a produtividade para competir com as empresas estrangeiras. Desta forma, apenas aquelas que obtiveram o aumento na sua produtividade conseguiram sobreviver. Carvalho e Lima (2009) afirmam que houve, também, queda do custo do investimento que teve impacto positivo na acumulação do capital.

Moreira e Najberg (2000) descobriram que, após uma fase inicial de transição difícil, onde as empresas de médio e pequeno porte foram à falência devido à combinação de abertura com a valorização da moeda, usado para estabilizar a inflação em que o crescimento das importações desafiado a sustentabilidade do processo de abertura, esses efeitos negativos foram compensados no longo prazo, por um aumento da produtividade realizada por um vigoroso processo de modernização e especialização em atividades mais produtivas.

Em termos de estrutura econômica um dos principais resultados da liberalização comercial no Brasil foi de especialização em atividades de trabalho intensivo de acordo com a versão estática do princípio da vantagem comparativa dos custos, ou sua encarnação neoclássico, o modelo de Heckscher-Ohlin. De acordo com esta teoria, um país deve especializar-se em bens cuja produção é intensiva no fator abundante e barata de produção e de trabalho, e não a tecnologia foi o fator abundante de produção no Brasil após a liberalização do comércio. As consequências de tais seguinte padrão de especialização foram sentidos em termos do desempenho da economia

⁸⁸ Dados reportados em Carvalho e Lima (2009)

brasileira após a liberalização do comércio. Diferente de outros países, a especialização não foi acompanhado por um aumento consistente da renda per capita [ver, por exemplo Carvalho e Kupfer (2011)].

A década de 1990 foi caracterizada por baixas taxas e instáveis de crescimento, o que ficou conhecido como dinâmica 'stop and go' . A partir de 2000 o Brasil passou a enfrentar uma primarização dramática de seu perfil exportador, com as suas exportações se concentrando em produtos primários com relativamente baixa níveis de processamento devido a uma combinação de câmbio valorizado e a forte concorrência da China e outros países asiáticos. [Jenkins (2012)]. Nesse sentido, a década de noventa - mesmo caracterizada por um aumento na produtividade total – não se observou um forte crescimento das exportações, quer ou o crescimento do PIB. Além disso, neste período, houve a especialização em setores que não utilizam o capital ou tecnologia intensiva, mas em setores que fazem uso de mão de obra ou recursos interpostos naturais de forma intensiva. Capital e recursos interpostos naturais setores intensivos experimentou um aumento no déficit comercial e redução das taxas comerciais.

Este cenário contrasta com o encontrado durante a década de 2000, onde o crescimento das exportações foi uma condição necessária, mas não suficiente para explicar o crescimento brasileiro. As exportações foram importantes para deixar Banco Central acumular reservas e assim para relaxar a restrição externa ao crescimento. Mas a demanda interna também desempenhou um papel fundamental para explicar o processo de crescimento durante este período. A melhoria na distribuição de renda e a expansão do crédito levaram a um aumento no consumo de massa. As exportações tornaram-se ainda mais concentrada nos setores de commodities e não em setores intensivos em tecnologia. [ver Gereffi e Sturgeon (2013)]. Assim, manteve-se elevada elasticidade-renda das importações e pequeno para as exportações.

No entanto, apesar, de o país ter apresentado um aumento da produtividade e uma queda do custo do investimento, isso não gerou uma taxa de crescimento maior. Como ressaltado, por Moreira e Correia (2004) em Carvalho e Lima (2009), o que se viu foi uma estrutura de especialização que piorou as condições de equilíbrio externo. Isso se deu pelo fato de que o

padrão de especialização de acordo com as vantagens comparativas da economia brasileira favoreceu a especialização em setores que produziam bens com baixa elasticidade renda das exportações. Desse modo, houve uma queda da elasticidade média das exportações brasileiras durante o período.

Observou-se também uma concentração de atividades em setores intensivos na utilização de mão-de-obra não qualificada. Tal fato confirmou a previsão da teoria de Heckser-Ohlin de que o padrão de especialização tende a ser de acordo com os fatores abundantes de produção. A especialização em setores intensivos em mão-de-obra qualificada, bens de capital e tecnologia não se observou durante o período, fato esse que ajuda a explicar o fraco desempenho do país no período considerado.

Por outro lado, é possível encontrar evidências robustas de que a elasticidade-renda das importações variou de maneira anticíclica, sendo maior em período de elevada liquidez externa e de alto crescimento. O impacto maior em termo da penetração das importações ocorreu, segundo Carvalho e Lima (2009), no setor intensivo em tecnologia, seguido pelos setores intensivos em capital, intensivos em mão-de-obra e, em último lugar, os intensivos em recursos naturais. Isso confirma a hipótese de que o padrão de especialização foi de acordo com o princípio estático das vantagens comparativas, ou seja, o país se especializou naquelas atividades em que possuía vantagem comparativa. Revelando desta forma, que as atividades intensivas em trabalho e recursos naturais, em geral, se expandiram com força maior do que as atividades intensivas em tecnologias.

Carvalho e Lima (2009) reportam que como primeiro reflexo das reformas na estrutura produtiva foi o aumento dos coeficientes de comércio entre 1989 e 1998. De acordo com eles houve um aumento tanto do coeficiente de exportações como do coeficiente de importação, sendo que este último foi mais significativamente do que o primeiro.

No caso brasileiro, esse aumento da penetração do comércio exterior indica que houve uma especialização no setor intensivo em recursos naturais em detrimento dos setores intensivos em tecnologia e capital. Desta forma, os adeptos a argumentação tradicional - que consiste na ideia de que o país se especializou em setores nos quais possuíam maiores vantagens comparativas, aumentando a eficiência e, com isso, afetando o crescimento via aumento da

produtividade – não exploraram as consequências negativas da especialização produtiva sobre o equilíbrio externo e, através dele, sobre o crescimento. Neste sentido, a conjectura que orientou o experimento empírico realizado no presente trabalho foi a de que esses efeitos podem explicar o crescimento do produto entre 1990-2013, uma vez que a abertura comercial revelou a importância do fluxo de IDE para o crescimento econômico.

4.2 Análise do modelo de Cointegração de Engle e Granger

4.2.1 Raiz Unitária

O presente estudo empírico utilizou uma regressão simples, no qual a primeira etapa do teste consistia em realizar o teste de raiz unitário para verificar ou não a estacionaridade das variáveis. Em todos os casos o teste indica a não rejeição da hipótese nula aos níveis convencionais de significância, ou seja, da existência de uma raiz unitária (tabela 1)⁹. Após a primeira diferenciação das séries observou-se que todas as variáveis são integradas de ordem 1 – o que é representado pela notação $I(1)$ - tornando, desta forma, possível de estimar a regressão simples do PIB *per capita* contra exportação e IDE em função do PIB utilizando técnicas de cointegração de Engle e Granger.

⁹ As tabelas estimadas no E-views 7.0 estão no apêndice.

Tabela 1: Teste de Raiz Unitária: ADF

PIB <i>per capita</i>		Valor Critico		
	Estatística t	1%	5%	10%
Sem Constância e Tendência	4,0295	-2,5857	-1,9437	-1,6148
Com Constância	3,2525	-3,4896	-2,8874	-2,5806
Com Constância e Tendência	-0,2616	-4,0428	-3,4508	-3,1507
Exportação		Valor Critico		
	Estatística t	1%	5%	10%
Sem Constância e Tendência	2,8283	-2,6272	-1,9498	-1,6114
Com Constância	1,5818	-3,6155	-2,9411	-2,6090
Com Constância e Tendência	-0,3991	-4,2191	-3,5330	-3,1983
IDE		Valor Critico		
	Estatística t	1%	5%	10%
Sem Constância e Tendência	1,5542	-2,6010	-1,9459	-1,6135
Com Constância	0,9770	-3,5348	-2,9069	-2,5910
Com Constância e Tendência	-0,4931	-4,1055	-3,4804	-3,1680

Fonte: Elaboração própria

4.2.2 Modelo de Engle e Granger

O tratamento formal de Engle e Granger consiste que para qualquer β , $y_t - \beta x_t$ será um processo de $I(1)$ se y_t e x_t forem dois processos de $I(1)$. No entanto, é possível que para alguns $\beta \neq 0$, $y_t - \beta x_t$ seja um processo de integração de ordem zero, $I(0)$; o que significará que ele terá uma variância constante, autocorrelação, que dependem somente da distância temporal entre duas variáveis quaisquer na série, e é assintoticamente não correlacionada. Desta forma, se existir tal β , pode-se afirmar que y e x são cointegrados.

Com base nessa especificação, foram feitos os testes de cointegração para comprovar se há uma relação de longo prazo entre PIB *per capita*, exportação e IDE. Os testes estão reportados logo a baixo, onde o primeiramente realizou-se uma regressão simples entre PIB *per capita* e IDE (tabela 2) e entre PIB *per capita* e exportação (tabela 3).

Tabela 2: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB e IDE

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.088095	0.0360
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 06/11/14 Time: 11:57

Sample (adjusted): 1976 2013

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.330364	0.106980	-3.088095	0.0039
D(RESID01(-1))	0.374082	0.155063	2.412445	0.0212
C	20.85887	122.2267	0.170657	0.8655
R-squared	0.250556	Mean dependent var		19.07603
Adjusted R-squared	0.207731	S.D. dependent var		846.0795
S.E. of regression	753.0910	Akaike info criterion		16.16191
Sum squared resid	19850114	Schwarz criterion		16.29119
Log likelihood	-304.0762	Hannan-Quinn criter.		16.20790
F-statistic	5.850658	Durbin-Watson stat		1.998989
Prob(F-statistic)	0.006426			

Fonte: resultado da pesquisa

Tabela 3: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB e Exportação

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.778121	0.0709
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 06/11/14 Time: 11:52
 Sample (adjusted): 1976 2013
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.259016	0.093234	-2.778121	0.0087
D(RESID01(-1))	0.406803	0.153785	2.645264	0.0121
C	5.601378	80.31398	0.069744	0.9448

R-squared	0.244990	Mean dependent var	6.614581
Adjusted R-squared	0.201846	S.D. dependent var	553.9789
S.E. of regression	494.9217	Akaike info criterion	15.32233
Sum squared resid	8573161.	Schwarz criterion	15.45162
Log likelihood	-288.1243	Hannan-Quinn criter.	15.36833
F-statistic	5.678497	Durbin-Watson stat	2.076230
Prob(F-statistic)	0.007314		

Fonte: Resultado da pesquisa

Os resultados comprovam que não há uma relação de longo prazo entre o PIB *per capita* e exportação no nível de 5% quando analisado de forma separada. Assim, o volume de exportação demonstra baixa capacidade de reação à expansão da renda. Em contra partida, o IDE tem efeito positivo sobre o PIB *per capita* favorecendo, assim, o tamanho e o ritmo do crescimento do produto.

Desta forma, os efeitos destas variáveis sobre a taxa de crescimento econômico estão em linha com a literatura keynesiana que sugere que só a exportação não explica a experiência do crescimento econômico para países emergentes como o Brasil.

Atesoglu (1997), em Gouvêa (2010), utilizando da metodologia de johansen para período de 1931-1994 estima diretamente a seguinte equação:

$$\text{Log } Y_T = \text{LOG } X_t / \pi$$

e comprova que as variáveis renda e exportação cointegram e existe uma relação positiva entre elas para os países desenvolvidos. No entanto, para os países emergentes destaca-se o papel significativo desempenhado pelo fluxo de capital.

Bértola *et all* (2002), em Britto (2008), revelam também, para um período amplo que se estende de 1890-1970 em um estudo de cointegração e um modelo de correção de vetor, que o efeito renda mundial sobre o crescimento foi fortemente exógena e que a influência dos termos de trocas foram insignificante, confirmando a Lei de Thirlwall.

Neste sentido, as lições acima apontadas permite indicar que o fluxo de investimento é a variável mais importante para o crescimento no modelo presente, ou seja, evidencia a importância do fluxo de capital para a experiência de crescimento econômico brasileiro no período de 1974-2013. Com isso, pode-se dizer que, para o Brasil, políticas que tenham impacto em termos de elevação da taxa de investimento são fundamentais para se elevar a taxa de crescimento.

No entanto, os fluxos de IDE perderam relevância para Carvalho e Lima (2009), que utilizando a versão multi-setorial da Lei de Thirlwall para o período de 1930-2004 separam os componentes do balanço de pagamento e verificaram que do crescimento previsto pelo modelo o lado comercial, ou a razão das elasticidades-renda, é responsável pela maior parte e o componente financeiro contribuindo negativamente para o crescimento, sendo que o fluxo de capitais apresentou efeito nulo.

Ferreira (2001), em Carvalho e Lima (2009), afirma: “o fluxo de capital não contribui diretamente para o alargamento da restrição imposta pelo balanço de pagamentos e que o pagamento do serviço desse capital contribuiria para intensificar essa restrição” (p .48)

É importante notar que umas das causas da diferença entre o trabalho do Carvalho e Lima (2009) e os resultados obtidos neste trabalho é que este levou em consideração um prazo que se estende até 2013. Neste sentido, entre 2004-2013 os fluxos de capitais assumiram importância no balanço de pagamento. Além disso, como ressaltado anteriormente, Britto (2008), ao estimar a taxa de crescimento brasileiro de 1951-2006, salienta-se a

importância dos fluxos de capital para reduzir a restrição externa, contribuindo para confirmação dos resultados encontrados neste trabalho.

Porém há de ser ressaltar que, ao se realizar uma regressão múltipla entre PIB *per capita* e exportação e IDE os resultados mostraram que há uma cointegração entre as variáveis no nível de 5% (tabela 4).

Tabela 4: Teste de Cointegração: Engle e Granger: PIB, IDE e X

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.016047	0.0423
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID01)
 Method: Least Squares
 Date: 06/11/14 Time: 12:02
 Sample (adjusted): 1976 2013
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1)	-0.315000	0.104441	-3.016047	0.0047
D(RESID01(-1))	0.390093	0.154971	2.517189	0.0166
C	6.789135	83.50827	0.081299	0.9357

R-squared	0.250428	Mean dependent var	2.269954
Adjusted R-squared	0.207595	S.D. dependent var	578.0649
S.E. of regression	514.5768	Akaike info criterion	15.40022
Sum squared resid	9267626.	Schwarz criterion	15.52951
Log likelihood	-289.6042	Hannan-Quinn criter.	15.44622
F-statistic	5.846642	Durbin-Watson stat	1.980428
Prob(F-statistic)	0.006445		

Fonte: Resultado da pesquisa

Neste sentido, o possível vínculo do fluxo de capital, em particular o investimento direto estrangeiro, e o crescimento econômico permite argumentar que o IDE resultou no rompimento dos entraves ao crescimento econômico de longo prazo em economia em desenvolvimento como a brasileira.

A análise do comportamento do fluxo de IDE revela que o grau de abertura tomou um aspecto importante e explicativo para a expansão da taxa de crescimento da exportação. Embora, o trabalho não tenha explorado o grau

de diversificação da pauta de exportação brasileira é possível afirmar, pelo menos de forma imprecisa, que o IDE resultou na alteração nas composições das pautas de exportação e importação e, portanto foi contemplado em termo dos seus efeitos sobre a restrição externa.

Como ressaltado por Vieira e Veríssimo (2009), o indicador de dívida em relação às exportações apresenta uma redução, o que pode ser associado ao desempenho das exportações com a influência do IDE como fator explicativo do crescimento econômico. Quanto ao perfil (curto e longo prazo) da dívida em relação às exportações, os autores verificam uma redução na dívida de curto prazo para o Brasil (tabela 5).

Tabela 5: Dívida (% da Exportação)

	Total déficit (% X)	Déficit de Curto Prazo (% X)	Déficit de Longo Prazo (% X)
1974
1975	43,829
1976	38,315
1977	42,820
1978	58,409
1979	63,138
1980	63,638	58,032	41,968
1981	66,592	56,878	43,122
1982	82,118	74,388	25,612
1983	54,915	58,550	41,450
1984	45,595	36,442	63,558
1985	39,344	31,978	68,022
1986	46,480	37,494	62,506
1987	41,850	46,512	53,488
1988	45,934	28,479	71,521
1989	36,546	46,303	53,697
1990	22,638	64,352	35,648

1991	23,425	71,312	28,688
1992	21,239	56,392	43,608
1993	25,158	68,056	31,944
1994	31,242	60,656	39,344
1995	38,566	52,955	47,045
1996	43,695	60,157	39,843
1997	59,847	52,933	47,067
1998	80,756	46,244	53,756
1999	115,308	48,455	51,545
2000	85,898	44,684	55,316
2001	70,697	39,267	60,733
2002	71,094	31,227	68,773
2003	67,170	27,669	72,331
2004	47,894	22,026	77,974
2005	46,187	17,128	82,872
2006	38,249	12,488	87,512
2007	28,052	20,014	79,986
2008	23,471	15,211	84,789
2009	23,487	20,988	79,012
2010	19,044	27,184	72,816
2011	19,367	13,816	86,184
2012	15,506	11,108	88,892
2013

Fonte: Vilela e Veríssimo (2009) e WDI

Porém, há de levar em conta algumas observações entre PIB *per capita* e o IDE. Como ressaltado por Law e Ahmad (2010), em Carminati e Fernandes (2013), ao utilizarem um modelo de regressão com efeito *threshold* para 91 países no período de 1975-2005, sugerem que o efeito positivo do IDE sobre o crescimento econômico entra em vigor somente depois que o desenvolvimento dos mercados financeiros supera um determinado limiar (efeito *threshold*). Da mesma forma, Ang (2008) e Lee e Chang (2009), em Carminati e Fernandes (2013), reconhecem que o benefício do IDE para o país receptor somente pode

ser efetivado quando aquele tem alcançado certo nível de desenvolvimento do sistema financeiro.

No entanto, ressalta-se que mesmo diante destes resultados é necessário observar que, apesar de existir, uma série de outros artigos que estima a função da Lei de Thirlwall, para o Brasil não é possível uma comparação direta desses vários outros resultados com os obtidos neste trabalho, pois os resultados dessas outras estimações levaram em considerações diferentes períodos, métodos e variáveis explicativas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em função da globalização, os fluxos mundiais de IDE aumentaram significativamente ao longo das últimas décadas de forma a se tornarem uma importante fonte de financiamento externo para as economias emergentes nos últimos anos.

Uma das vantagens do IDE, como componente mais estável de um financiamento de longo prazo, é permitir um aumento das importações é desse modo impulsiona a utilização de novas tecnologias que só são possíveis com o uso de bens de capital importados. Neste sentido, ao longo deste trabalho foram apresentadas várias contribuições que evidenciam a importância dos fluxos de capital para entender a experiência da economia brasileira.

Com o intuito de entender a natureza da restrição externa na presença de fluxos de capitais e seus impactos sobre o crescimento do país, este trabalho buscou realizar exercícios econométricos que possibilitassem ampliar o entendimento da abordagem Keynesiana do crescimento sobre restrição externa à *l*á Thirlwall para validar a Lei de Thirlwall para o Brasil, tais como Lipsey (2000), Soto (2000), Nonnemberg e Mendonça (2005) e Carminati e Fernandes (2013).

Como foco o presente trabalho é em relação ao fluxo de capitais, optou-se por apresentar somente o modelo de Thirlwall e Hussain (1982) que incorporou fluxos de capitais na especificação de equilíbrio externo discutir os resultados econometrico para melhor analisar os impactos do financiamento externo.

Neste sentido, os resultados apontaram uma cointegração entre o PIB *per capita* e o IDE, mas não entre o PIB *per capita* e a exportação. O que mostra que esta tem baixa capacidade de reação à expansão da renda quando analisado de forma separada. No entanto, ao estudar as três variáveis juntas percebe-se que há uma cointegração entre elas. Logo, é possível afirmar, pelo menos de forma implícita, que o IDE não apenas influencia o crescimento econômico como favorece a alteração nas composições das pautas de exportação e importação e, portanto contempla em termo dos seus efeitos sobre a restrição externa.

Com isso, após a análise de cointegração de Engle e Granger, pode-se dizer que, para o caso brasileiro, políticas que tenham impacto em termos de elevação da taxa de investimentos são fundamentais para se elevar a taxa de crescimento. De modo geral, a restrição externa é fundamental para explicar a trajetória de crescimento de longo prazo do país embora fatores como estruturais têm papel importante para a determinação da taxa de crescimento econômico do país.

Neste sentido, deve-se ressaltar a importância de IDE para fatores estruturais como a infraestrutura, no qual sempre foi um dos principais gargalos da economia brasileira. Este setor por década tem carecido por parte dos agentes público e privado de planejamento e investimento. A ausência de atenção, iniciativa e investimento neste setor se faz sentir em diversos âmbitos, tais como a deterioração de estradas, ferrovias, portos, aeroportos e na geração e na oferta de energia em um patamar seguro e sustentável.

REFERÊNCIAS

- ALENCAR, D.A.; STRACHMAN, E. **Investimento direto estrangeiro e balanço de pagamentos, no Brasil: 1994 e 2008**. In XLI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, Foz de Iguaçu – PR, 2013.
- AMAL, M.; SEABRA, F. **Determinantes do investimento direto estrangeiro (ide) na América Latina: uma perspectiva institucional**. *Economia*, Brasília, v. 8, n. 2, p. 231-247, mar/ago 2007.
- AURÉLIO, M.M. **Poupança externa e o financiamento do desenvolvimento**. *Texto para Discussão*, n. 496, jul.1997.
- BAER, W. **O governo Lula – ortodoxia econômico versus desenvolvimento social: 2003-07**. Ed: 2. *Economia brasileira*. , p. 245-269. 1983
- BAHRY, T.R.; CURADO, M.; PORCILE, G. **Crescimento com restrição no balanço de pagamentos e “fragilidade financeira” no sentido minskyano: uma abordagem macroeconômica para a América Latina**. *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 12, n. 1 (20), p. 25-41, jan/jun. 2003.
- BRITTO, G. **Thirlwall’s law and the long-term equilibrium growth rate: an application Brazil (1996-2006)**. *Cambridge Centre for Economic and Public Policy*, jun. 2008.
- CANUTO, O.; FERREIRA, A. L. **Thirlwall’s law and foreign capital in Brazil**. *Momento Economico*, n. 125, p. 18-29, jan./fev. 2003.
- CARMINATI, J. G. O.; FERNANDES, E.A. **O impacto do investimento direto estrangeiro no crescimento da economia brasileira**. *Planejamento e Políticas Públicas*, PPP, n. 41, jul/dez, 2013.
- CARVALHO, L.; KUPFER, D. **Diversificação ou especialização: uma análise do processo de mudança estrutural da indústria brasileira**. *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 4, p. 618-637, out-dez/2011.
- CARVALHO, V. R.; LIMA, G. T. **A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: a relação entre estrutura produtiva e crescimento econômico**. *Informações FIEPE*, Ed. n. 317, 2009.
- CARVALHO, V. R. S.; LIMA, G.T. **Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira**. *Economia e Sociedade*, v.18, n. 1 (35), p. 31-60, 2009.
- CARVALHO, V.R.; LIMA, G.T. **Restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro**. In SOBREIRA, R.; RUEDIGER, M. A. (orgs). *Desenvolvimento e construção nacional: política econômica*. Rio de Janeiro: Editora da FGV, 2005.

DAVIDSON, P. **A Lei de Thirlwall**. *Revista de Economia Política*, v. 10, n. 4, p.124-127, 1990.

FRAGA, G.J.; PARRÉ, J.L.; SILVA, R.R. **Investimento estrangeiro direto nos estados brasileiros: efeitos diretos e indiretos sobre o crescimento econômico**. In ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL - ANPEC/SUL, 17., 2013, Curitiba. *Anais...* Curitiba, 2013.

GIAMBIAGI, F. **Rompendo com a ruptura: O Governo Lula 2003-2004**. In: _____. *Economia brasileira contemporânea: 1945-2004*. Rio de Janeiro: Elsevier, p. 196-222. 2005

HOLLAND, M.; VIEIRA, F. A. **Crescimento econômico e liquidez externa no Brasil após 1970**. *Revista de Economia Política*, v. 30, n. 2118, p. 233-253, abr./jun. 2010.

HOLLAND, M.; VIEIRA, F. A. **Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 23., 2006, Natal. *Anais eletrônicos...* Natal, 2006. Disponível em: <www.anpec.org.br>. Acesso em: 23/04/2014

HUSSAIN, M.N.; THIRLWALL, A.P. **The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries**. *Oxford Economic Paper, Oxford*, v.34, n. 2, p. 498, nov. 1982.

KREGEL, J. **Riscos e implicações da globalização financeira para as políticas nacionais**. *Economia e Sociedade*, Campinas, n. 7, 1996.

LAPLANE, M. F.; Sarti, F. **O investimento direto estrangeiro e a internacionalização da economia brasileira nos anos 1990**. *Economia e sociedade*, Campinas, v.11, n. 1 (18), p. 63-94, jan./jun. 2002.

LEONARDI, R. B. A. **O sistema multilateral de investimento e os países em desenvolvimento: desafios e oportunidades**. 2006. Dissertação (mestrado) – Universidade de Brasília, Instituto de Relações Internacionais, 2006.

LIMA, G.T., **Restrição Externa e Investimento Direto Estrangeiro no Brasil**. In Rogério Sobreira e Marcos Aurélio Ruediger, orgs. *Desenvolvimento e Construção Nacional: Política Econômica*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2005

LIPSEY, R.; SJÖHOLM, F. **The impact of inward FDI on host countries: why such different answers?** In MORAN, Theodore; GRAHAM, Edward; BLOMSTROM, Magnus (Eds). *Does investment promote development*. Cap. 2, p. 23-44. 2000

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

MOREIRA, A.; ROCHA, K. **A volatilidade do fluxo de capital para economias emergentes.** *Revista Brasileira Finanças*, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, set. 2013.

MOREIRA, M.M., **A Indústria Brasileira nos anos 90. O que já se pode dizer?** *A Economia Brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, p. 293-332, 1999.

MORENO-BRID, J.C. **Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and an empirical analysis.** *Old and New Growth Theories: an Assessment*, Pisa, out. 2001.

MORENO-BRID, J.C. **On capital and the balance-of-payments-constrained growth model.** *Journal of Post Keynesian Economics*, Armonk, v. 21, n. 1, p. 283, Winter 1998/1999.

NAIR-REICHERT, Weinhold D. **Causality tests for cross-country panels: new look at fdi and economic growth in developing countries.** *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, v. 63, n.2, p. 151-171, 2000.

NAKABASHI, L. **Thirlwall ou Solow?: uma análise para a economia brasileira entre 1947 e 2008.** *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 21, n. 3 (46), p. 559-584, dez. 2012.

NAKABASHI, L., **O Modelo de Thirlwall com variação nas elasticidades.** *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 16, n. 1 (29), p. 93-110, abr. 2007

SOARES, Cristiane. **O modelo de balanço de pagamentos restrito e desindustrialização: teoria e evidências para o caso brasileiro.** 2012. xv, 170 f., il. Tese (Doutorado em Economia)—Universidade de Brasília, Brasília, 2012.

SOTO, M. **Capital flows and growth in developing countries: recent empirical evidence.** *Working Paper*, n. 160, jul. 2000.

THIRLWALL, A.P. **A natureza do crescimento econômico: um referencial alternativo para compreender o desempenho das nações.** Brasília: IPEA, 2005.

VERÍSSIMO, M. P.; VIEIRA, F. V. **Crescimento econômico em economias emergentes selecionadas: Brasil, Rússia, Índia, China (BRIC) e África do Sul.** *Economia e Sociedade*, Campinas, v. 18, n. 3 (37), p. 513-546, dez. 2009.

APÊNDICE A - TESTE DA RAIZ UNITÁRIA: ADF

a) PIB *per capita*

Sem constância e tendência

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	4.029572	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.585773	
5% level	-1.943714	
10% level	-1.614834	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 13:46
 Sample (adjusted): 1902 2013
 Included observations: 112 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	0.062893	0.015608	4.029572	0.0001
R-squared	0.086610	Mean dependent var		100.3968
Adjusted R-squared	0.086610	S.D. dependent var		465.1569
S.E. of regression	444.5573	Akaike info criterion		15.04092
Sum squared resid	21937059	Schwarz criterion		15.06520
Log likelihood	-841.2917	Hannan-Quinn criter.		15.05077
Durbin-Watson stat	1.502344			

Com constância

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.252564	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.489659	
5% level	-2.887425	
10% level	-2.580651	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 13:48
 Sample (adjusted): 1902 2013
 Included observations: 112 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	0.059429	0.018271	3.252564	0.0015
C	18.12520	49.17535	0.368583	0.7131
R-squared	0.087736	Mean dependent var		100.3968
Adjusted R-squared	0.079443	S.D. dependent var		465.1569
S.E. of regression	446.2979	Akaike info criterion		15.05755
Sum squared resid	21909999	Schwarz criterion		15.10609
Log likelihood	-841.2226	Hannan-Quinn criter.		15.07724
F-statistic	10.57918	Durbin-Watson stat		1.499088
Prob(F-statistic)	0.001519			

Com constância e tendência

Null Hypothesis: PIB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.261619	0.9908
Test critical values:		
1% level	-4.042819	
5% level	-3.450807	
10% level	-3.150766	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 13:50
 Sample (adjusted): 1903 2013
 Included observations: 111 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.008715	0.033313	-0.261619	0.7941
D(PIB(-1))	0.292896	0.124087	2.360416	0.0201
C	-102.6418	98.18677	-1.045373	0.2982
@TREND(1900)	3.156719	1.982273	1.592474	0.1142
R-squared	0.141242	Mean dependent var		101.2524
Adjusted R-squared	0.117165	S.D. dependent var		467.1780
S.E. of regression	438.9572	Akaike info criterion		15.04205
Sum squared resid	20617127	Schwarz criterion		15.13969
Log likelihood	-830.8339	Hannan-Quinn criter.		15.08166
F-statistic	5.866186	Durbin-Watson stat		1.818312
Prob(F-statistic)	0.000953			

b) **Exportação**

Sem constância e tendência

Null Hypothesis: EXPORT has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.828323	0.9984
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

*MackInnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(EXPORT)

Method: Least Squares

Date: 05/26/14 Time: 14:17

Sample (adjusted): 1976 2013

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	0.085042	0.030068	2.828323	0.0075
R-squared	0.057419	Mean dependent var		6174.395
Adjusted R-squared	0.057419	S.D. dependent var		16355.45
S.E. of regression	15878.95	Akaike info criterion		22.20934
Sum squared resid	9.33E+09	Schwarz criterion		22.25243
Log likelihood	-420.9775	Hannan-Quinn criter.		22.22467
Durbin-Watson stat	2.463173			

Com constância

Null Hypothesis: EXPORT has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.581810	0.9992
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXPORT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 14:18
 Sample (adjusted): 1976 2013
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	0.068414	0.043251	1.581810	0.1224
C	2000.103	3705.243	0.539804	0.5927
R-squared	0.064987	Mean dependent var		6174.395
Adjusted R-squared	0.039014	S.D. dependent var		16355.45
S.E. of regression	16033.23	Akaike info criterion		22.25391
Sum squared resid	9.25E+09	Schwarz criterion		22.34010
Log likelihood	-420.8243	Hannan-Quinn criter.		22.28458
F-statistic	2.502122	Durbin-Watson stat		2.442412
Prob(F-statistic)	0.122440			

Com constância e tendência

Null Hypothesis: EXPORT has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.399177	0.9840
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(EXPORT)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 14:19
 Sample (adjusted): 1976 2013
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EXPORT(-1)	-0.031027	0.077727	-0.399177	0.6922
C	-5280.685	5996.280	-0.880660	0.3845
@TREND(1974)	651.1304	426.2499	1.527579	0.1356
R-squared	0.123429	Mean dependent var		6174.395
Adjusted R-squared	0.073339	S.D. dependent var		16355.45
S.E. of regression	15744.28	Akaike info criterion		22.24200
Sum squared resid	8.68E+09	Schwarz criterion		22.37128
Log likelihood	-419.5980	Hannan-Quinn criter.		22.28800
F-statistic	2.464151	Durbin-Watson stat		2.363266
Prob(F-statistic)	0.099719			

c) Investimento Direto Estrangeiro

Sem constância e tendência

Null Hypothesis: IDE has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.554239	0.9694
Test critical values:		
1% level	-2.601024	
5% level	-1.945903	
10% level	-1.613543	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IDE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 14:27
 Sample (adjusted): 1949 2013
 Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDE(-1)	0.069189	0.044516	1.554239	0.1251
R-squared	0.005024	Mean dependent var		1003.336
Adjusted R-squared	0.005024	S.D. dependent var		5606.106
S.E. of regression	5592.007	Akaike info criterion		20.11133
Sum squared resid	2.00E+09	Schwarz criterion		20.14478
Log likelihood	-652.6182	Hannan-Quinn criter.		20.12453
Durbin-Watson stat	2.131094			

Com constância

Null Hypothesis: IDE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.977078	0.9959
Test critical values:		
1% level	-3.534868	
5% level	-2.906923	
10% level	-2.591006	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IDE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 14:27
 Sample (adjusted): 1949 2013
 Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDE(-1)	0.049733	0.050899	0.977078	0.3323
C	631.1665	793.0588	0.795864	0.4291
R-squared	0.014927	Mean dependent var		1003.336
Adjusted R-squared	-0.000709	S.D. dependent var		5606.106
S.E. of regression	5608.092	Akaike info criterion		20.13209
Sum squared resid	1.98E+09	Schwarz criterion		20.19900
Log likelihood	-652.2931	Hannan-Quinn criter.		20.15849
F-statistic	0.954681	Durbin-Watson stat		2.111036
Prob(F-statistic)	0.332268			

Com constância e tendência

Null Hypothesis: IDE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=0)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.493132	0.9815
Test critical values: 1% level	-4.105534	
5% level	-3.480463	
10% level	-3.168039	

*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IDE)
 Method: Least Squares
 Date: 05/26/14 Time: 14:28
 Sample (adjusted): 1949 2013
 Included observations: 65 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IDE(-1)	-0.034622	0.070208	-0.493132	0.6237
C	-1721.576	1577.831	-1.091103	0.2794
@TREND(1947)	87.76474	51.13999	1.716167	0.0911
R-squared	0.059600	Mean dependent var		1003.336
Adjusted R-squared	0.029264	S.D. dependent var		5606.106
S.E. of regression	5523.467	Akaike info criterion		20.11645
Sum squared resid	1.89E+09	Schwarz criterion		20.21681
Log likelihood	-650.7848	Hannan-Quinn criter.		20.15605
F-statistic	1.964693	Durbin-Watson stat		2.032699
Prob(F-statistic)	0.148831			