

Insper

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Economia e Administração**

Guilherme De Vitto Santos

**A PRODUÇÃO DOMÉSTICA DE ENERGIA DE FONTES
RENOVÁVEIS CONTRIBUI PARA O AUMENTO DO
PRODUTO INTERNO BRUTO DO BRASIL?**

**São Paulo
2017**

Guilherme De Vitto Santos

**A produção doméstica de energia de fontes renováveis contribui
para o aumento do produto interno bruto do Brasil?**

Monografia apresentada ao curso de Ciências
Econômicas, como requisito parcial para
obtenção do grau de Bacharel do Insper Instituto
de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof. Me. Sérgio Ricardo Martins – Insper

**São Paulo
2017**

De Vitto Santos, Guilherme

A produção doméstica de energia de fontes renováveis contribui para o aumento do produto interno bruto do Brasil?/
Guilherme De Vitto Santos. – São Paulo: Insper, 2017.

42 f.

Monografia: Faculdade de Economia e
Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Me. Sérgio Ricardo Martins

1. Crescimento Econômico 2. Energia
Renovável 3. Potencial de Produção

Dedicatória

Dedico este trabalho aos meus avós, Armando e Eunice, que sempre mostraram apoio incondicional ao meu desejo de me tornar economista.

Agradecimentos

Agradeço à minha família pela compreensão e alento quando necessário durante minha formação.

Agradeço aos meus amigos, que me mostraram ao longo do caminho que sempre existe uma resolução aos desafios impostos.

Agradeço ao meu orientador, professor Sérgio Martins, por me dar confiança nas adversidades e me mostrar que desistir nunca é uma opção para alcançar seus objetivos.

Agradeço ao Insper, como instituição e a todos os seus colaboradores, pela estrutura oferecida para que a busca pelo conhecimento e aprendizagem se fizesse durante todos os dias de minha formação.

Resumo

De Vitto Santos, Guilherme. A produção doméstica de energia de fontes renováveis contribui para o aumento do produto interno bruto do Brasil? São Paulo, 2017. 42p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O debate sobre a participação das fontes de energia renováveis na matriz energética brasileira é alvo constante de análise e pesquisa, principalmente sobre a possível contribuição da mesma no PIB de um país. Este trabalho objetiva averiguar se a produção de energia renovável brasileira impacta no seu PIB, adotando uma abordagem econométrica, com um estudo de séries temporais, utilizando uma metodologia consolidada para a obtenção de resultados consistentes. Com os dados provenientes da Empresa de Energia Elétrica, do Banco Central do Brasil e da Fundação Getúlio Vargas seguindo a metodologia escolhida, a conclusão é de que não se pode afirmar nada sobre o impacto da participação das fontes de energia renováveis sobre o PIB brasileiro, para o período de 1970-2014. O resultado é imparcial no tocante aos resultados anteriores da literatura considerada neste estudo.

Palavras-chave: Matriz Energética. Crescimento Econômico. Energia Renovável. Brasil.

Abstract

De Vitto Santos, Guilherme. The domestic production of energy from renewable sources contributes to Brazil's economic growth rate? São Paulo, 2017. 42p. Monograph - Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

The debate about the participation of renewable energy sources in the Brazilian energy matrix is a constant topic of analysis and research, especially about its possible contribution to a country's GDP. This paper aims to verify if the Brazilian renewable energy production impacts on its GDP, adopting an econometric approach, with a time series study, using a consolidated methodology to obtain consistent results. With the data coming from the Electric Power Company, the Central Bank of Brazil and the Getúlio Vargas Foundation following the methodology chosen, the conclusion is that nothing can be said about the impact of the participation of renewable energy sources on the Brazilian GDP, For the period 1970-2014. The result is unbiased regarding the previous results of the literature considered in this study.

Keywords: Energy Matrix. Economic Growth. Renewable Energy. Brazil.

Lista de Figuras

1. Figura 1 – gráfico do PIB real brasileiro (1970-2014) em milhões reais do último ano.....	15
2. Figura 2 – gráfico da Produção de Energia de Fontes Renováveis no Brasil (1970-2014), em toneladas equivalentes de petróleo.....	16
3. Figura 3.a – gráfico do Logaritmo do PIB Real Brasileiro (1970-2014).....	21
4. Figura 3.b – gráfico do Logaritmo da Produção de Energia Renovável Brasileira (1970-2014).....	22
5. Figura 4.a – gráfico da Série Diferenciada do Logaritmo do PIB Real brasileiro (1970-2014).....	24
6. Figura 4.b – gráfico da Série Diferenciada do Logaritmo da Produção de Energia Renovável brasileira (1970-2014).....	24

Lista de Tabelas

1. Tabela 1 - resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis \log_r_pib e \log_eren	22
2. Tabela 2 - resultado do teste Engle e Granger de cointegração entre as variáveis \log_r_pib e \log_eren	22
3. Tabela 3 – resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis $d_log_r_pib$ e d_log_eren	24
4. Tabela 4 - Resultados da estimação da equação 14 para a variável resposta Variação da Produção de Energia Renovável (“ d_log_eren ”).....	29
5. Tabela 5 - Resultado do teste ADF de raiz unitária para série residual da estimação da equação 14. Observação: teste feito considerando modelo sem constante.....	29

Sumário

1	Introdução.....	10
2	Revisão de Literatura.....	12
2.1	Matriz Energética Brasileira.....	12
2.2	Crescimento Econômico e Matriz Energética.....	11
3	Metodologia.....	14
3.1	Dados Utilizados.....	14
3.1.1	Produto Interno Bruto (PIB) Real.....	15
3.1.2	Produção de Energia Renovável.....	16
3.2	Teste de Raiz Unitária.....	17
3.3	Cointegração e Teste de Johansen.....	18
3.4	Modelo de Regressão de Defasagens Distribuídas.....	19
3.5	Função de Autocovariância e Autocorrelação.....	20
3.6	Correlação Cruzada.....	20
4	Resultados.....	21
4.1	Constatações Iniciais.....	21
4.2	Teste de Raiz Unitária.....	22
4.3	Teste de Johansen.....	22
4.4	Estimação do Modelo de Regressão de Séries Temporais.....	23
5	Conclusão.....	30
6	Referências.....	32
7	Anexos.....	34

1 Introdução

O debate sobre a renovação da matriz energética global faz parte da agenda dos Estados-Nação continuamente desde a Conferência de Estocolmo em 1972 (primeira reunião realizada pelas Organizações das Nações Unidas – ONU – que abordou o tema “meio ambiente”), que culminou na assinatura do Protocolo de Quioto em 1997 pelas economias que eram responsáveis por mais de 50% das emissões de gás carbônico, forçando uma diminuição inicial da emissão de gases nocivos ao meio-ambiente até 2012. Tal debate carregava consigo a eficiência dos agentes econômicos e a solidificação do conceito de crescimento sustentável, que é o desenvolvimento capaz de suprir as necessidades da geração atual, sem comprometer a capacidade de atender as necessidades das futuras gerações, não esgotando os recursos disponíveis (definição de acordo com a *World Wild Foundation of Nature*). Com a necessidade de atingir tal meta instaurada nos planos dos países, as fontes de energia renováveis foram inseridas definitivamente nas formulações de políticas públicas, notadamente em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Desde 2004, segundo a ONU, foram investidos mais de US\$ 2,3 trilhões em fontes de energia renovável e em 2015 o investimento superou os investimentos de usinas, carvão e gás em 2,2 vezes, atingindo a marca de US\$ 130 bilhões¹. Energia renovável, por definição do Portal Brasileiro de Energias Renováveis, é a energia gerada por fontes as quais os recursos naturais utilizados são inesgotáveis ou tem a capacidade de regeneração.

Em paralelo, o Brasil, por ter uma extensa faixa territorial com complementaridades entre zona tropical, relevo diversificado e faixa litorânea, apresenta uma matriz energética com expressiva participação de energias renováveis. Em 2016, segundo o Ministério de Minas e Energia do Brasil, a participação de fontes de energia renovável na matriz energética tupiniquim foi de 41,2% (tendo como ano base 2015). De 2011 a 2015, a participação de energias renováveis na matriz energética brasileira variou anualmente entre 39,4% (2014) e 44% (2011). Em comparação, a OCDE (Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico) em 2016 contou com participação de 9,64% de energias renováveis na sua matriz energética, segundo dados da própria organização. Países como Islândia (88,48%), Suécia (45,89%) e Noruega (44,61%), que fazem parte de OCDE, lideram as estatísticas juntamente com o Brasil.

Porém, o aproveitamento do Brasil em relação ao seu potencial de geração de energia renovável se desprende ao posto que lhe é conferido como efetivo gerador de energia

renovável. Como exemplo do baixo aproveitamento, com dados do setor energético, quando se trata de energia hidráulica (na qual o Brasil é um dos maiores em produção), o país só explora 35% de seu potencial² e a capacidade instalada para geração de energia eólica capta apenas 6,9% do potencial³.

O que motivou o presente trabalho foi a dicotomia entre os últimos resultados divulgados pela Empresa de Pesquisa Energética – pertencente ao Ministério de Minas e Energia do Brasil – que mostrou uma redução da participação das fontes de energias renováveis na matriz energética brasileira *versus* o seu potencial de geração de energia, que é invejável a tantos países (desenvolvidos ou não). A matriz energética de uma nação é item chave e básico na composição da infraestrutura da mesma, como apontam Rodrigues e Costa (2012). Para que os montantes em posse de bancos, investidores e outros agentes econômicos se tornem Produto (termo utilizado em Economia quando se agrega valor em algum bem ou serviço já existente), é preciso de um processo de transformação no qual a matriz energética tem papel fundamental, haja visto que todo e qualquer produto ou serviço introduzido na economia necessitou em algum momento da utilização de energia (diretamente – em fábricas e montadoras – ou indiretamente – em serviços de consultorias prestados, por exemplo).

O objetivo deste trabalho é averiguar se a produção doméstica de energia de fontes renováveis é relevante na contribuição do aumento do Produto Interno Bruto brasileiro, utilizando as medidas oficiais disponibilizadas pelos órgãos responsáveis por cada uma das medidas (Ministério de Minas e Energia e Banco Central do Brasil), utilizando-se de uma abordagem econométrica com séries temporais. Dito isso, esse trabalho apresentará a (i) revisão de literatura utilizada como base para a elaboração do trabalho, contendo a relação entre matriz energética e crescimento econômico e modelos econométricos utilizados anteriormente; (ii) a metodologia, que trará apresentação do modelo teórico, análise dos dados coletados e a estratégia teórica de tratamento econométrico dos dados; (iii) os resultados obtidos a partir do modelo econométrico proposto, tendo em vista o objetivo do trabalho e (iv) a conclusão que evidenciará os principais pontos encontrados no presente trabalho.

¹INVESTIMENTO EM FONTES DE ENERGIA RENOVÁVEIS BATE RECORDE. RIO DE JANEIRO. Jornal O Globo – Sustentabilidade. 2016. Disponível em: <<http://oglobo.globo.com/sociedade/sustentabilidade/investimento-em-fontes-de-energia-renovaveis-bate-recorde-18952759>>. Acesso em: 04/02/2017;

²ENERGIAS RENOVÁVEIS: O IMENSO POTENCIAL BRASILEIRO. SÃO PAULO. Revista Exame – Comunicação Corporativa. 2016. Disponível em: <<http://exame.abril.com.br/negocios/dino/energias-renovaveis-o-imenso-potencial-brasileiro-dino89081876131/>>. Acesso em: 04/02/2017;

³EM 2016, ENERGIA EÓLICA NO BRASIL PASSOU A TER CONDIÇÕES DE PRODUZIR 10 GW. RIO DE JANEIRO. Agência Brasil. 2016. Disponível em: <<http://agenciabrasil.abc.com.br/economia/noticia/2016-08/em-2016-energia-eolica-no-brasil-passou-ter-condicoes-de-produzir-10-gw>>. Acesso em: 04/02/2017.

2 Revisão de Literatura

A seguir, são apresentados os estudos que serviram de orientação para o presente trabalho. O objetivo desta coletânea foi aprofundar o conhecimento sobre a Matriz Energética Brasileira e como endereçar a metodologia adequada para a obtenção de resultados consistentes, considerando a abordagem econométrica de séries temporais. A primeira parte trata do histórico da Matriz Energética Brasileira. Já na segunda parte é discutida a relação entre o primeiro tema com o crescimento econômico, de posse de artifícios estatísticos para séries de dados temporais.

2.1 Matriz Energética Brasileira

Segundo Tolmasquim *et al* (2007), o Brasil experimentou a partir da II Guerra Mundial expressivo crescimento do consumo de energia, superando na média o crescimento da população. Em 2000, a demanda por energia atingiu a marca de 190 milhões de toneladas equivalentes de petróleo (tep), enquanto que a população brasileira girava em torno de 170 milhões de habitantes. O quadro da matriz energética brasileira sempre apresentou expressiva taxa de participação de fontes renováveis, se comparada às taxas do resto do mundo. Em 1970, a taxa era de 63%. Em 2000, com o avanço da exploração das reservas de petróleo pertencentes ao Brasil, complementando com exportações e com o princípio de utilização de gás natural, a taxa sofreu redução de 14 pontos percentuais. A projeção dos autores era de que em 2030, a taxa fique em torno de 51%. Ao discutir qual será o caminho que a matriz energética brasileira deverá percorrer, os autores levantam a necessidade da gestão ativa de uso eficiente das fontes de energia, tendo como objetivo a diminuição da emissão de gases poluentes e a busca pela diluição contínua do custo energético.

Goldemberg e Lucon (2007) discutem o potencial (favorável) e a gestão de geração de energia a partir de fontes renováveis no Brasil e os impactos ao meio ambiente do quadro evolutivo da sua matriz energética. Os autores contribuem para o debate deste estudo com uma análise da evolução do sistema de oferta de energia, considerando o período de estatização (1940-1990) total e a abertura (parcial) para competição, a partir da década de 1990. Neste ponto, os autores ressaltam que o Brasil, ao explorar as fontes não-renováveis de energia, ao passo que aumentou a riqueza (PIB) no curto-prazo, limita seu crescimento potencial de longo-prazo quando direciona boa parte de sua renda disponível para tais fontes ao invés de buscar a eficiência energética, com fontes mais produtivas. Indicam ainda que, neste contexto, o Brasil vai na contramão da história, já que o restante dos Estados-Nação

vem procurando alternativas para diminuir a participação de fontes poluentes e não-renováveis na matriz energética. No final, escrevem que a mudança no perfil industrial brasileiro, de produtos intensivos no uso de energia (papel e celulose, aço, etc.) para produtos menos energo-intensivos tende a alterar a dinâmica de consumo energético no país e agregar mais valor ao nosso PIB.

Para Rodrigues e Costa (2012), fica claro também que será um equívoco, no contexto de sustentabilidade econômica e energética, a trilha da matriz de energia brasileira estar fortemente vinculada à exploração do petróleo e outras fontes não-renováveis. Os autores defendem que a taxa de participação da matriz energética brasileira deve priorizar investimentos e exploração de fontes renováveis, sobretudo limpas (eólica e fotovoltaica, por exemplo). Fazem ainda forte menção ao desenvolvimento do uso da biomassa para fonte energética, a qual o país possui um amplo potencial de efetividade, tendo em vista a vocação agrícola na qual o país se insere e como seus riscos poderiam ser minimizados com políticas austeras de zoneamento agrícola e incentivos ao aprofundamento dos estudos neste ramo. Não descartam a utilização do petróleo e do gás natural para prover energia, mas salientam que o futuro sustentável passa invariavelmente pela redução da participação dessas fontes energéticas na oferta total.

Os estudos apresentados nesta subseção contribuíram para compreender a dimensão do tema de matriz energética para o Brasil. Existe um debate incessante acerca da decisão que o país deverá tomar nos próximos anos: desviar maiores esforços para o desenvolvimento da matriz renovável de energia ou continuar apostando nas fontes não renováveis, que tem participação relevante na composição da Matriz Energética Brasileira.

2.2 Crescimento Econômico e Matriz Energética

Stern (1993) trabalha com dados anuais norte americanos de energia, capital físico, trabalho e o PIB, para o período de 1947-1990. Através de uma análise econométrica, combinando um modelo de Vetor Autoregressivo (VAR) e o teste de causalidade no sentido de Granger, o autor encontra evidências de que a utilização de energia (sendo ela de origem não-renovável ou renovável) nos Estados Unidos para o período selecionado gera Produto, riqueza – PIB. Para atingir o resultado de forma consistente, o autor trabalha com a série logarítmica das variáveis com uma defasagem de quatro anos, após tomar como critérios de decisão o teste de probabilidade de Sims (1980), que utiliza matriz de covariância de resíduos restritos e irrestritos dos modelos propostos, e o Critério de Informação de Akaike para

determinar a forma ótima funcional para o modelo. A *proxy* para a variável “energia” imputada pelo autor foi a *Divisia Index*, que contempla os preços e quantidade gerada de cada fonte de energia. O autor ainda apontou que, considerando seus resultados, mecanismos de políticas públicas que reduzem o consumo de energia deveriam ser suavizados, de forma a não frear a parcela do desenvolvimento econômico que é proveniente da geração de energia.

De posse também de artifícios estatísticos, Capriglione (2006) mostrou que geração e utilização de energia de fontes renováveis tem impacto no PIB. A análise foi feita para o Brasil, no período que compreende os anos de 1970 a 2005, utilizando a Produção de Energia Renovável no Brasil e o PIB – com frequência anual. Nesse trabalho, faz-se uma ressalva de que, apesar dos resultados se mostrarem significantes, o autor não utilizou variáveis de controle usualmente elencadas ao se trabalhar com PIB, como feito por Stern (1993), por exemplo, o que pode enviesar os resultados obtidos. Ainda sim, esse estudo foi considerado no desenvolvimento do presente trabalho pois seus resultados, ainda que contestáveis do ponto de vista estatístico, vão de encontro com a literatura existente para este tema e porque incorporou dados de energia renovável que também será o foco do presente estudo e pela utilização de Modelo de Regressão com Defasagens Distribuídas, apresentado no item 3 do presente estudo. Enfim, o resultado aponta que a elasticidade do PIB para com a Energia Renovável é de 0,604 e que sob a ótica de políticas públicas é interessante manter o nível de participação de energia renovável na matriz energética brasileira alta.

Os resultados de Gadelha e Cerqueira (2014) corroboram com o estudo de Capriglione (2006) utilizando-se, porém, do consumo de eletricidade brasileiro fornecidos pela empresa estatal Eletrobrás. O período avaliado compreendeu os anos de 1952 a 2010, também com frequência anual. Para controle, os autores utilizaram a inflação do período e a população do país. Com um tratamento estatístico mais refinado em relação ao estudo anterior, os autores optaram por tratar dos dados através de um modelo de Correção de Erros Vetorial (VEC), uma vez que o teste de Cointegração das variáveis PIB e Consumo de Energia Elétrica mostrou-se significativo, apontando uma relação de longo-prazo entre as variáveis. Os resultados deste estudo apontam que consumo energético granger-cause PIB e, mais adiante, o efeito de um choque inovador no consumo (e, de certa forma na produção, segundo os autores) tem efeito positivo na variação do PIB ao longo de dez anos, com uma trajetória assintótica crescente, ou seja, cada vez com menor intensidade, atingindo um patamar de até 30%, *ceteris paribus*. Este estudo foi útil para a construção do presente trabalho porque introduziram uma variável de controle inflacionário no modelo proposto que faz sentido tendo em vista que o Brasil apresentou hiperinflação em sua história. Ainda, contribuiu para o

presente trabalho porque os autores trataram adequadamente os dados apresentados, realizando os testes necessários para a constatação de cointegração.

O estudo Zhang e Broadstock (2016) contribuiu para a literatura de matriz energética e crescimento econômico ao incorporar mudanças estruturais de industrialização e urbanização ao modelo econométrico com quatro equações numa estrutura VAR. O estudo foi realizado para a economia chinesa, considerando o período de 1963 a 2008, com periodicidade anual. Como mencionado anteriormente, as variáveis de controle foram urbanização e industrialização. Os autores encontraram evidências novamente de que consumo de energia elétrica precede crescimento econômico, via causalidade de Granger. Porém, seus resultados também apontam, diferentemente dos outros estudos trazidos aqui, uma causalidade de Granger de crescimento econômico para consumo de energia elétrica. O resultado é justificado pelos autores com o argumento de que uma vez que a economia está aquecida por fatores que não tenham forte relação com consumo de energia, há uma necessidade da economia em demandar mais energia, a qual deve ser suprida através do aumento da oferta. Este estudo contribuiu para o presente trabalho principalmente por apresentar a relação mencionada – PIB granger causa consumo (e por consequência, produção) de energia. Seria preciso, então, estar atento à possível presença desta mesma relação para os dados brasileiros.

3 Metodologia

A seguir, são apresentados o modelo teórico escolhido, as variáveis utilizadas no estudo e a estratégia teórica da econometria que sustenta os resultados deste trabalho.

3.1 Modelo Teórico

O modelo teórico utilizado para a obtenção de resultados é:

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (1)$$

Em que Y denota o Produto Interno Bruto de uma nação. Este modelo diz que o PIB de um país pode ser explicado por alguma função (linear ou não) na qual existem n fatores explicativos do mesmo. Trazendo para a presente abordagem, temos:

$$Y = f(\text{Produção de Energia Renovável}, \tilde{X}) \quad (2)$$

Ou seja, a variável explicativa é resultante da produção de energia renovável e de controles, denotados por \tilde{X} . No presente estudo, a sinalização de períodos de hiperinflação foi incorporada como controle via variável binária (explicada no item 4.1). Este modelo foi utilizado por Capriglione (2006). O autor utilizou-se de modelo com defasagens e relação linear entre as variáveis.

3.2 Dados Utilizados

Para a proposição de um modelo adequado à luz do objetivo deste trabalho, que é avaliar qual o impacto da produção de energia renovável brasileira no seu PIB, é imprescindível realizar uma análise descritiva das mesmas, como passo inicial para entender quais atributos podem ou devem ser adicionados ao modelo de regressão proposto (número de defasagens ou controles, por exemplo) para que o mesmo seja consistente. Portanto, os subitens deste item tratam exatamente desta necessidade. Para esse projeto, o período selecionado foi de 1970 a 2014, tendo em mente que a variável “Produção de Energia Renovável” só começou a ser medida anualmente pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE), fonte oficial brasileira do setor de energia, a partir de 1970. Anteriormente, a frequência dos dados era quinquenal (e medida a partir de 1945), o que inviabilizaria resultados econométricos consistentes, como também apontou Capriglione (2006). A frequência de todas as variáveis é anual. As principais fontes utilizadas para a obtenção e adequação das variáveis foram o Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

do Brasil, Fundação Getúlio Vargas (FGV), a Empresa de Pesquisa Energética e o Ministério de Minas e Energia.

3.2.1 Produto Interno Bruto (PIB) Real

A Figura 1 (mostrada abaixo) representa o PIB deflacionado brasileiro desde 1970 a 2014, medido anualmente e em moeda doméstica. O deflator selecionado foi o IGP-DI, o mesmo escolhido por Capriglione (2006), calculado pela Fundação Getúlio Vargas e divulgado pelo IPEA.

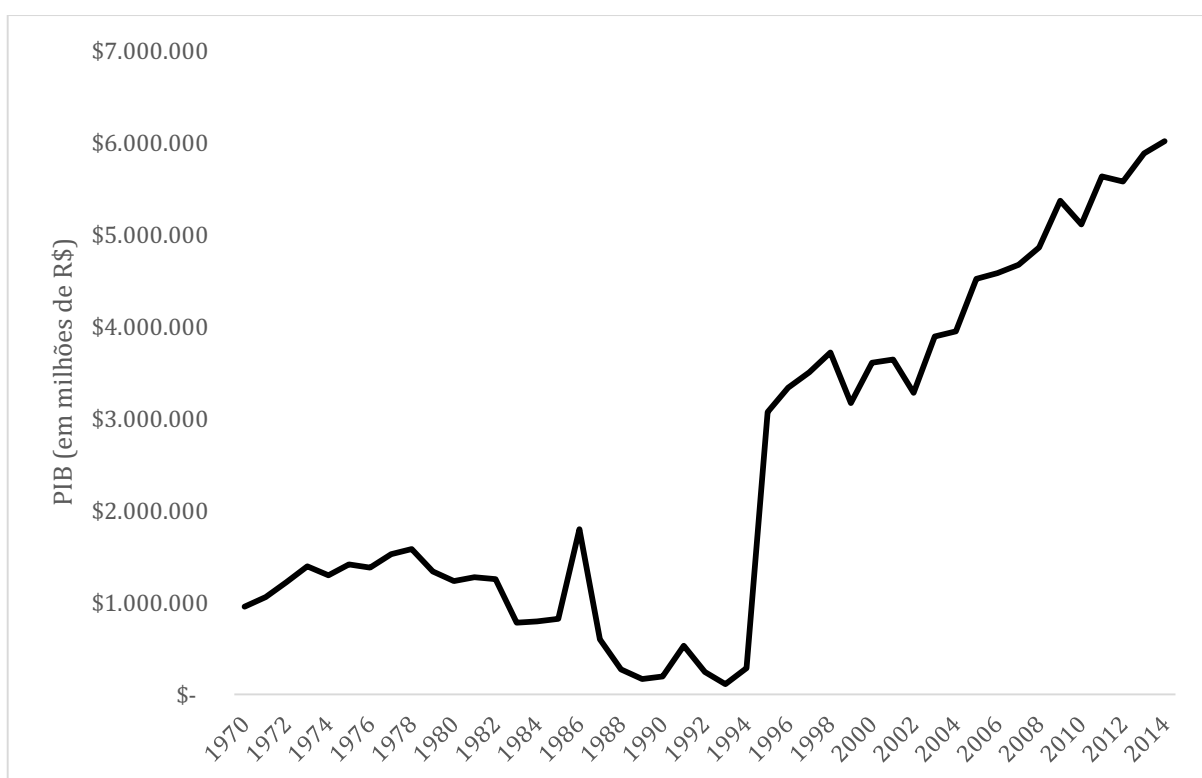


Figura 1 – Gráfico do PIB real brasileiro (1970-2014) em milhões de reais do último ano. Fonte: IBGE; elaboração própria.

Os valores do PIB nominal estão no Anexo 1. A série do IGP anual encontra-se no Anexo 2.

Através do gráfico, podemos observar que o PIB real per capita brasileiro só apresentou expressiva variação (positiva) a partir de 1994. Antes disso, o aumento do PIB nominal brasileiro era afetado pela explosiva inflação (tanto na medida corrente quanto na sua expectativa) e pelo aumento da população de forma mais acelerada, o que combinados atrapalharam o enriquecimento de grande parcela da população brasileira. Em 1994, com a implementação do Plano Real, a inflação já mostrou desaceleração. Se em 1993, o Índice

Geral de Preços divulgado pela FGV registrou a marca de 2.708%, em 1994 o mesmo índice foi a 1.093% e em 1995 já estava em 14,78%.

A partir de 2004, com as variáveis macroeconômicas brasileiras estáveis, inclusive a capacidade de pagamento da dívida pública em nível controlado, observou-se um impulso fiscal que foi absorvido pela capacidade produtiva brasileira e pelos consumidores, que foram capazes de elevar a renda real brasileira para um patamar mais alto.

3.2.2 Produção de Energia Renovável

A Figura 2 mostra a evolução da produção de energia renovável no Brasil, de 1970 a 2014, anualmente. A unidade de medida é toneladas equivalentes de petróleo (tep).

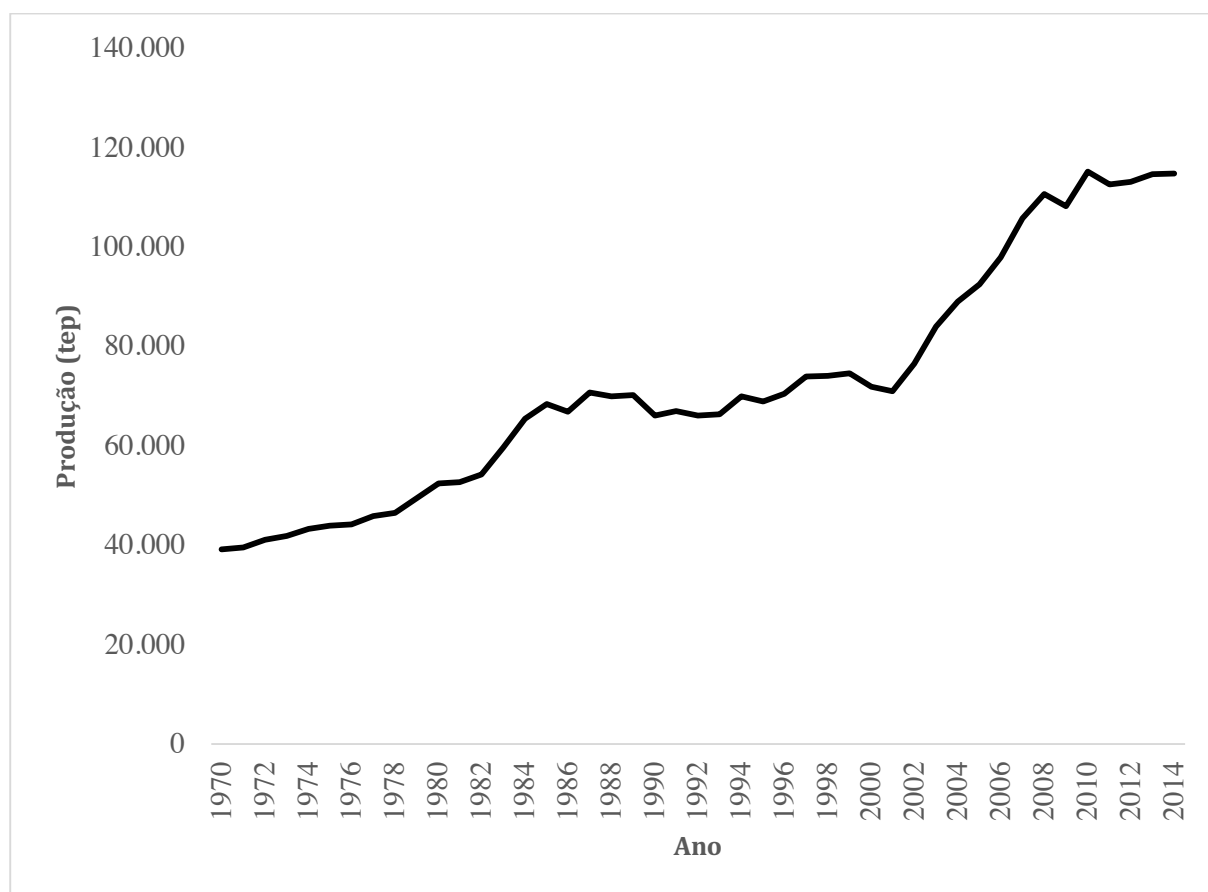


Figura 2 – Gráfico da Produção de Energia de Fontes Renováveis no Brasil (1970-2014), em toneladas equivalentes de petróleo. Fonte: Empresa de Pesquisa Energética; elaboração própria.

A série histórica da produção de energia de fontes renováveis no Brasil foi elaborada utilizando o Balanço Energético Nacional de 2015, fornecido anualmente pela Empresa de Pesquisa Energética. De posse da produção de cada uma das fontes consideradas renováveis,

em suas respectivas medidas energéticas, e com a tabela de conversão de fontes de energia, a série apresentada no gráfico foi obtida com a soma simples de cada uma, como feito também por Capriglione (2006). As produções de cada uma das fontes, bem como a tabela de conversão estão agrupadas no Anexo 3.

Destaca-se da Figura 2 o crescimento mais acelerado da produção de energia de fontes renováveis de 1970 a 1987 e de 2001 a 2010. Para o primeiro período, Tolmasquin *et al* (2007) atribuem o crescimento acelerado graças principalmente ao processo de consolidação dos grandes centros urbanos em todo o território, que fez com que a demanda por energia aumentasse. Para o segundo período, entende-se que a capacidade instalada do Brasil para sua matriz de fonte renovável aumentou, trazendo inclusive expressiva variação positiva dos derivados de cana-de-açúcar (biomassa).

3.3 Teste de Raiz Unitária

Em análises de séries temporais, o teste de raiz unitária identifica que a série de interesse apresenta (ou não) algum tipo de tendência de crescimento.

Considerando a seguinte equação:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Com $t = 1, 2, \dots, n$

E que $\{\varepsilon_t\}$ é uma sequência independente e identicamente distribuída com média zero, dado o passado de Y :

$$E(\varepsilon_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = 0 \quad (4)$$

E é independente de Y_0 .

Se Y_t segue o processo apresentado em (1), então Y_t terá uma raiz unitária se, e somente se, $\rho = 1$. Com isso, podemos formular a hipótese nula do teste:

$$H_0: \rho = 1 \quad (5)$$

Ou seja, sob H_0 , Y_t apresenta raiz unitária e por tanto é não estacionária. Ainda, Dickey e Fuller (1979) demonstram que testar (3) é equivalente a testar:

$$H_0: \gamma = 0 \quad (6)$$

Na equação

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Em que ΔY_t é a resultante de subtrair Y_{t-1} de ambos os lados de (5). O ponto crítico deste teste provém da distribuição probabilística τ (tau), com variações dependendo da inclusão de parâmetros exógenos e/ou termos determinísticos, como mostraram os autores em

sua obra. O teste para versões que contenham parâmetros exógenos ou termos determinísticos é chamado de Dickey Fuller Aumentado (ADF). Os resultados para o teste ADF das variáveis utilizadas neste estudo estão contemplados no item 4.2.

3.4 Cointegração e Teste de Engle e Granger

Como Phillips (1985) apontou, nem sempre a ideia de trabalhar com as séries nas primeiras diferenças pode ser a melhor das soluções, pois acabamos por esconder as propriedades de longo prazo da relação entre as variáveis econômicas, o que é, em última instância, a razão da estimação efetuada.

Sendo assim, considerando:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 B_t + u_t \quad (8)$$

Se C_t e B_t forem séries temporais integradas de ordem 1, provavelmente a combinação linear:

$$u_t = C_t - \beta_0 - \beta_1 B_t \quad (9)$$

Tem configuração de ser integrada de ordem 1. Porém, é possível que u_t nessas mesmas condições seja estacionário (ou integrado de ordem 0). Se isso ocorre, C_t e B_t devem compartilhar de tendência estocástica semelhante. Ou seja, o autor argumenta que C_t e B_t comovimentarão no longo prazo.

Para testar se duas séries temporais cointegram, Engle e Granger (1987) propuseram um teste sob uma equação que contemple as séries de interesse.

De posse da equação (8), estimada pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o teste será feito sob o resíduo gerado a partir da estimação da regressão. Como mostrado pelos autores, o teste será realizado testando o parâmetro γ na equação:

$$\Delta \hat{u}_t = \gamma \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta \hat{u}_{t-1} + \xi_t \quad (10)$$

As hipóteses do teste são as seguintes:

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_A: \gamma < 0$$

Na formulação de Engle e Granger (1987), então, se H_0 não é rejeitada, as séries de interesse não cointegram. Logo, caso H_0 seja rejeitada, as séries de interesse cointegram. O ponto crítico deste teste provém da distribuição probabilística τ (tau).

3.5 Modelo de Regressão de Defasagens Distribuídas

Em economia, a dependência da variável resposta em relação a uma ou mais variáveis explicativas raramente é instantânea. Muitas vezes, a variável resposta reage à explicativa após um certo período de tempo.

Wooldridge (2009) descreve um modelo genérico com defasagem distribuída:

$$X_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad (11)$$

Em que X_t, Y_t são séries temporais. As suposições para a obtenção de modelos consistentes são as mesmas utilizadas em modelos transversais (estão agrupadas no anexo 4), que foram extraídas através da leitura dos capítulos um a oito da obra de Wooldridge.

3.6 Função de Autocovariância e Autocorrelação

Morettin (2008) define que uma série $\{X(t): t = 1, 2, \dots\}$ será estacionária se, e somente se:

- $E(X(t)) = \mu$, constante, $\forall t$;
- $Var(X(t)) = E[(X(t) - \mu)^2] = \sigma^2$, constante $\forall t$;
- $\gamma_\tau = Cov[X(t), X(t - \tau)] = E\{[X(t) - \mu][X(t - \tau) - \mu]\}$, para qualquer t e qualquer $\tau \geq 1$, depende somente de τ e não de t .

Em que $E[.]$ denota a esperança da operação, $Var(.)$ denota a variância da operação e $Cov[.]$ denota a covariância da operação.

Uma vez que temos calculada γ_τ (função de autocovariância), podemos calcular a função de autocorrelação, segundo o autor. Então, temos que:

$$\rho_\tau = Corr(x_t, x_{t-\tau}) = \frac{Cov(x_t, x_{t-\tau})}{\sqrt{Var(x_t)}\sqrt{Var(x_{t-\tau})}} \quad (12)$$

A representação gráfica da função de autocorrelação tem o nome de correlograma.

3.7 Correlação Cruzada

Como apontado por Lo & MacKinlay (1996), a correlação cruzada de duas series temporais é dada por:

$$\rho_{XY}(\tau) = E[(X_t - \mu_X)(Y_{t+\tau} - \mu_Y)] / (\sigma_X \sigma_Y) \quad (13)$$

Em que X_t, Y_t são processos estocásticos, μ_X, μ_Y são as médias das series e σ_X, σ_Y são os desvios-padrão das séries e $E[.]$ denota a esperança da operação entre colchetes. A correlação cruzada indica se existe alguma memória de dependência entre duas séries

temporais em momentos diferentes. Quando a correlação cruzada entre duas séries temporais para um *lag* (estrutura de tempo) forem maior do que o intervalo de confiança, denotado por $2 \pm \sqrt{T}$, no qual a letra T representa o tamanho da amostra, é um indicativo de que provavelmente exista uma estrutura de dependência entre as séries estudadas. A representação gráfica da correlação cruzada recebe o nome de correlograma cruzado.

4 Resultados

4.1 Constatções Iniciais

Para o início do processo de estimação, é preciso fazer uma análise descritiva das variáveis utilizadas. Como observado no gráfico, a aparente variabilidade de ambas as séries em questão poderia vir a ser um problema para a obtenção de resultados consistentes, uma vez que a suposição de homocedasticidade dos erros pode ser violada. Para minimizar esta possível violação, foi aplicado o logaritmo natural em ambas as séries. Os gráficos são apresentados a seguir, com as Figuras 3.a e 3.b:

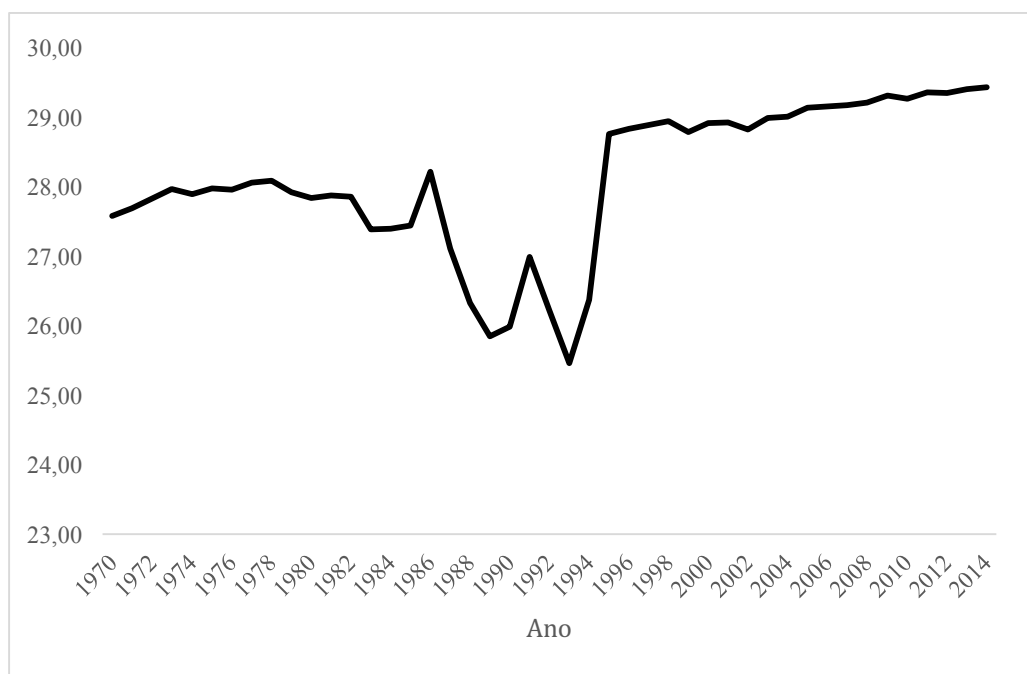


Figura 3.a – Gráfico do Logaritmo do PIB Real Brasileiro (1970-2014); elaboração própria.

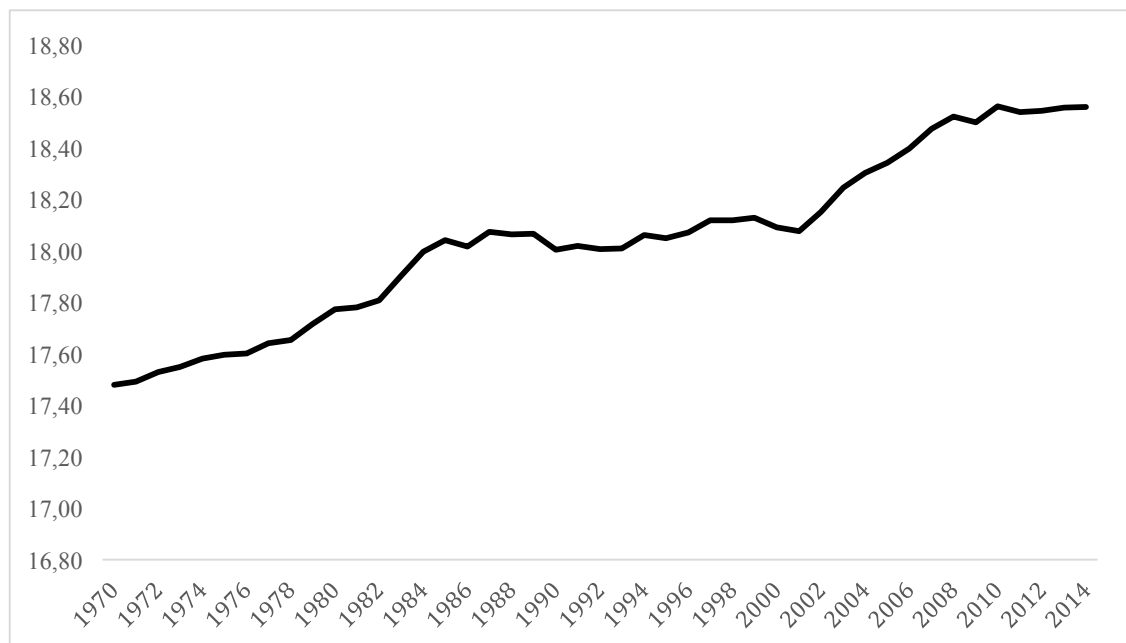


Figura 3.b – Gráfico do Logaritmo da Produção de Energia Renovável Brasileira (1970-2014); elaboração própria.

Agora, partiremos para o tratamento econométrico dos dados, em busca da obtenção de um modelo consistente, com a utilização do software Eviews. A série do logaritmo natural do PIB real brasileiro foi denominada **log_r_pib** e a série logarítmica de produção de energia renovável é chamada aqui de **log_eren**. Ainda, como pode ser observado, tanto nas Figuras 1 e 3.a, quanto no Anexo 2, a série de inflação brasileira apresenta caráter explosivo no período de 1987 a 1994, que corroe as contas nacionais brasileiras e nitidamente causou uma variação abrupta inesperada na série histórica em questão. A inflação é considerada de caráter explosivo (ou seja, com crescimento muito acelerado) quando esta ultrapassa a marca anual de 400% acumulada, como apontado por Cagan (1956). Para controlar este efeito na estimação, foi criada uma variável dummy (que assume valor zero caso a inflação anual não ultrapasse 400% acumulados e valor 1 caso contrário) denominada **dummy_infl**.

4.2 Teste de Raiz Unitária

Observando as Figuras [3.a] e [3.b], parece que ambas as séries são não-estacionárias, isto é, não apresentam média nem variância constantes. Para a comprovação de tal aparência, será conduzido o teste ADF para detectar raízes unitárias, conduzido como apresentado no Item 3.3 deste trabalho.

Com 99% de confiança, ambas as séries apresentam raiz unitária e, portanto, são integradas (não estacionárias) de ordem 1, como mostra a tabela abaixo:

Variável	Estatística ADF	Valor Crítico (99%)
Log_r_pib	-1,423	-3,592
Log_eren	-0,523	-3,592

Tabela 1: resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis Log_r_pib e Log_eren. Observação: teste feito considerando modelo com constante.

As saídas do teste utilizando o software *Eviews* são apresentadas nos anexos 5.A e 5.B.

4.3 Teste de Engle e Granger de Cointegração

Uma vez que as séries apresentam raiz unitária, é possível que essas apresentem um componente de crescimento comum, estabelecendo uma relação de longo-prazo. Caso isso se comprove, é interessante preservar tal componente e realizar a estimação do modelo, para garantir uma interpretação econômica ao parâmetro que determina a relação entre as séries de interesse, inclusive para uma possível análise de função de resposta ao impulso. Gadelha e Cerqueira (2014) utilizaram-se desta técnica econométrica e obtiveram resultados, utilizando PIB em valores correntes e consumo de energia elétrica para o período de 1952 a 2010.

A condução do teste foi feita como explicado no Item 3.4 deste trabalho e com 99% de confiança a hipótese de que as séries cointegram não se confirmou, como mostra a Tabela 2. O resultado utilizando o software *Eviews* está no Anexo 5.C. Ou seja, apesar das séries serem não estacionárias e de apresentarem uma correlação moderada, elas não apresentam um componente comum de longo-prazo. Por tanto, não há mais como trabalhar com as séries em nível e obtermos resultados satisfatórios.

Variáveis	Estatística Tau	Valor Crítico (99%)
Log_r_pib	-1,913	-4,123
Log_eren	-1,423	-4,123

Tabela 2: resultado do teste Engle e Granger de cointegração entre as variáveis Log_r_pib e Log_eren. Observação: teste feito considerando modelo com constante.

4.4 Estimação de Modelo de Regressão de Séries Temporais

Como apresentado no por Stern (1993), Capriglione (2006) e Zhang Broadstock (2016) é possível obter resultados econométricos favoráveis com o tema matriz energética e crescimento econômico através de uma outra metodologia, com séries estacionárias. Trata-se, por exemplo, do modelo de regressão com séries temporais, que foi explicada anteriormente no Item 3.5 deste trabalho. Novamente, teremos em mente o modelo teórico apresentado na equação (1), no item 3.1 do presente estudo.

Para a continuação desta metodologia, será necessária uma nova transformação nas variáveis em questão, haja visto que ambas são não estacionárias. A transformação a ser feita é trabalhar com as séries diferenciadas (isto é, subtrair os valores de cada uma das séries, ano a ano) e obter a variação percentual delas (como uma das propriedades da aplicação dos logaritmos). O software Eviews é capaz de gerar essa série diferenciada automaticamente. Os gráficos de ambas as séries são apresentados a seguir, com as Figuras 4.a e 4.b:

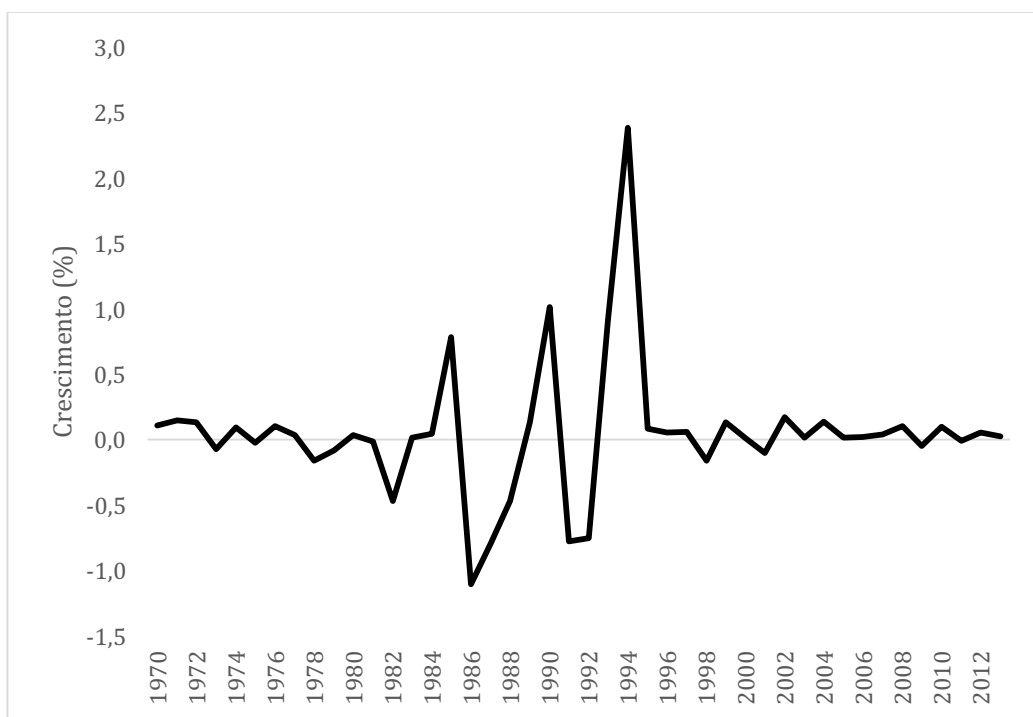


Figura 4.a – Gráfico da Série Diferenciada do Logaritmo do PIB Real brasileiro (1970-2014); elaboração própria utilizando Eviews.

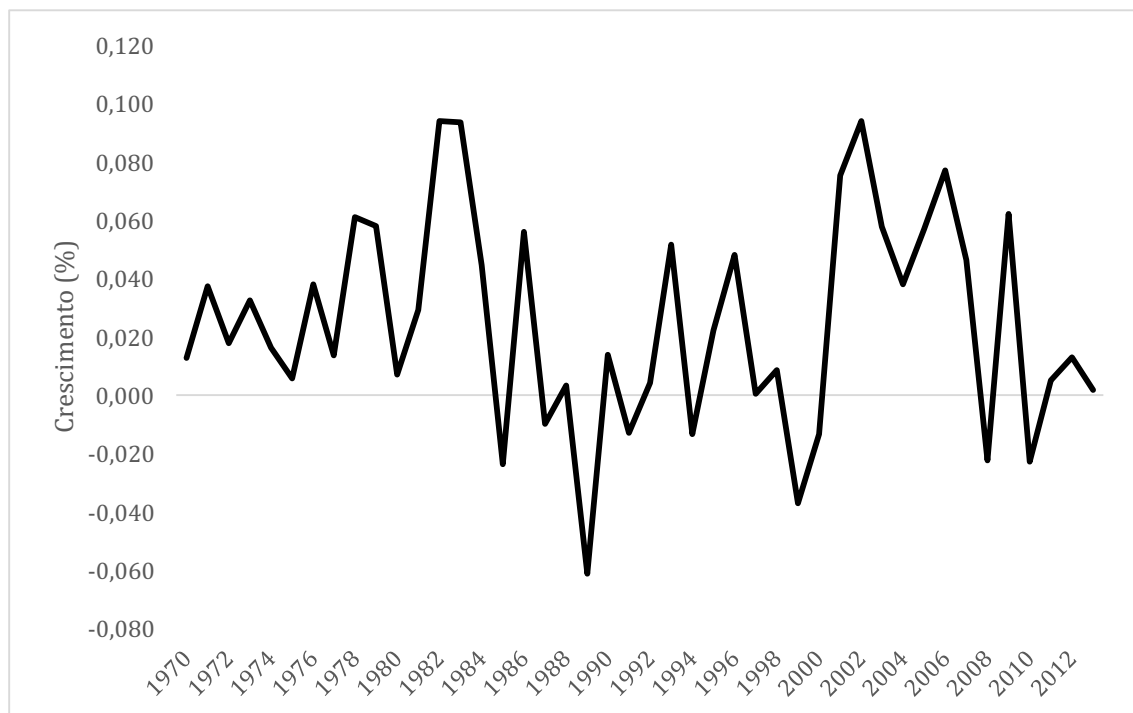


Figura 4.b – Gráfico da Série Diferenciada do Logaritmo da Produção de Energia Renovável brasileira (1970-2014); elaboração própria utilizando Eviews.

Disposto dos gráficos acima, conduziremos novamente o teste ADF para cada uma das séries para verificar a estacionariedade de cada uma. Os resultados são apresentados na Tabela 3 e as saídas do software *Eviews* estão nos anexos 5.D e 5.E. Com 99% de confiança, rejeitamos a hipótese de que as séries diferenciadas do logaritmo do PIB Real brasileiro e do logaritmo da Produção de Energia Renovável brasileira (*d_log_r_pib* e *d_log_eren*) apresentam raiz unitária. Ou seja, estas séries são estacionárias ou integradas de ordem 0.

Variável	Estatística ADF	Valor Crítico (99%)
<i>d_log_r_pib</i>	-5,904	-3,600
<i>d_log_eren</i>	-5,000	-3,596

Tabela 3: resultado do teste ADF de raiz unitária para as variáveis *d_log_r_pib* e *d_log_eren*. Observação: teste feito considerando modelo com constante.

Tendo em vista os resultados supracitados, o próximo passo é fazer uma análise dos correlogramas e correlograma cruzado das variáveis (como já explicado nos Itens 3.6 e 3.7), para entender se existe alguma estrutura de *lag* que guarda algum poder de estimação para as

variáveis, obtendo uma possível relação de curto-prazo entre as variações da produção de energia renovável e o crescimento real do PIB brasileiro. Os correlogramas estão disponíveis nos anexos 5.F, 5.G, 5.H.

Analisando os correlogramas, aparentemente existe uma estrutura autorregressiva para o crescimento real do PIB brasileiro com *lag* 2 (isto é, o crescimento na data n depende do crescimento em alguma ordem da data $n-2$). Não existe uma estrutura de defasagem elencada para a variação da produção de energia renovável. Por fim, a expectativa de que haveria alguma estrutura de relação entre o presente ou passado da variação produção de energia renovável gerando crescimento econômico não se confirmou, utilizando as séries definidas anteriormente e considerando a janela de tempo utilizada. Porém, observou-se uma aparente relação para crescimento econômico causando variação da produção de energia renovável num prazo de 5 anos.

Tendo esta possibilidade em mãos, um modelo de regressão de série temporal foi estimado, utilizando o modelo abaixo, dentro da metodologia estabelecida nos itens 3.5 e 3.6:

$$d_log_{eren_t} = d_log_eren_{(-1)} + d_log_r_pib_{(-5)} + dummy_{infl} + \varepsilon \quad (14)$$

Os sinais esperados para as variáveis explicativas, face à variável resposta são apresentados agora. Para a variável $d_log_eren_{(-1)}$, espera-se um sinal (e então uma contribuição) ambígua, uma vez que as variações apresentadas no gráfico 4.b alternam valores positivos e negativos. Se o período anterior ao presente apresentou variação negativa, por exemplo, é possível que o setor reaja para retomar o crescimento e então, a variação subsequente seria negativa. Porém, em paralelo, seria possível que a variação negativa fosse o começo de uma retração na produção, por alguma decisão estratégica de governo ou do setor e então a variação subsequente seria negativa. Para a variável $d_log_r_pib_{(-5)}$ é esperado um sinal positivo. Quando a economia está crescendo, ou aquecida, a demanda por energia aumenta e por consequência o setor energético deve produzir mais para suprir tal demanda. O sinal esperado para a variável $dummy_{infl}$ é negativo, uma vez que esta variável indica quando a inflação atingiu níveis explosivos. Como a inflação corrói o PIB brasileiro, o setor de energia sente esta corrosão e também se deteriora no tocante a produção e consumo.

O resultado da estimação da equação 14 está disponível no anexo 5.I. Os principais valores estão dispostos na Tabela 4.

Variável	Coefficiente	P-Valor
d_log_r_pib ₍₋₅₎	-0,001369	0,9142
d_log_eren ₍₋₁₎	0,469636	0,0036
dummy_infl	0,007035	0,6471
R ² : 0,1105; Amostra: 38 utilizadas após ajustes (45 total).		

Tabela 4: Resultados da estimação da equação 14 para a variável resposta Variação da Produção de Energia Renovável (“d_log_eren”).

De posse da estimação e adotando um nível de significância de 99%, há indício de que o modelo não se sustenta, considerando que a principal variável do modelo, $d_log_r_pib_{(5)}$, através da análise de p-valor, é estatisticamente insignificante e por tanto não é adequada para explicar as variações da produção de energia brasileira.

A validação do modelo foi feita através da análise de resíduos, cuja série foi gerada a partir da estimação da equação 14. De posse da série residual, disponível no anexo 5.J foi conduzido um teste ADF sob a mesma. O resultado é mostrado na Tabela 5 e a estimação feita com o software *Eviews* encontra-se no anexo 5.K.

Variável	Estatística ADF	Valor Crítico (99%)
Resíduos – Equação 14	-1,478452	-2.628961

Tabela 5: Resultado do teste ADF de raiz unitária para série residual da estimação da equação 14. Observação: teste feito considerando modelo sem constante.

Com o resultado da Tabela 5, temos evidências de que os resíduos da estimação da equação proposta não são estacionários. Para que o modelo fosse considerado sustentável e válido, eram necessárias evidências contrárias ao que o teste ADF conduzido apontou, corroborando com o indício apontado referente à insignificância das variáveis da equação proposta.

5 Conclusão

Este trabalho tinha como objetivo identificar se a produção doméstica de energia de fontes renováveis é relevante para o aumento do PIB do país. Considerando dados oficiais disponíveis fornecidos pelo Ministério de Minas e Energia (Balanço Energético Nacional, construído pela Empresa de Pesquisa Energética que é subsidiada pelo Ministério) e pelo Banco Central do Brasil mais a revisão de literatura, foi feita uma breve análise do histórico da matriz energética brasileira, a qual a parcela proveniente de energias renováveis perdeu força nos últimos 40 anos, mas ainda sim está entre as mais renováveis do mundo e na sequência uma análise do crescimento econômico brasileiro. Ainda, a partir dos dados supracitados, foi conduzido um estudo econométrico no qual a expectativa era encontrar resultados em linha com os estudos apresentados pela revisão de literatura.

Ao primeiro olhar, os resultados apresentados anteriormente são inesperados, haja visto que os estudos apresentados na revisão de literatura apontam modelos e quantificação do impacto da energia renovável no crescimento econômico. Porém, o que se faz diferente aqui (por imposição, e não escolha) são os dados utilizados. Os estudos que trabalharam com dados brasileiros – Capriglione (2006) e Gadelha e Cerqueira (2014) – utilizaram dados da economia brasileira que foram descontinuados e apresentavam metodologias diferentes do que disponível para a formulação do presente trabalho, no tocante também à extensão temporal. Não é possível afirmar que este é o único motivo pelo qual não foi possível obter a estimação de um modelo. Porém, a condução metodológica deste trabalho foi fiel às referências no campo da econometria.

Com os resultados, não é possível confirmar as afirmações de Capriglione (2006). Ou seja, não é possível fazer afirmações sobre o impacto da produção (ou consumo) de energia renovável no PIB brasileiro, para o período de 1970-2014, com abordagem econométrica. Porém, com a revisão de literatura apresentada, contendo trabalhos feitos não só com dados brasileiros, é importante que a pesquisa neste tema continue e que haja interesse para que os dados disponíveis sejam cada vez mais numerosos, concisos e uníssonos. O presente trabalho contribuiu para o debate da matriz energética e crescimento econômico mostrando que as fontes oficiais de dados sobre o tema não corroboram com os trabalhos anteriores, principalmente. É importante, em paralelo, ressaltar que as limitações do presente estudo se fazem acerca (i) do modelo escolhido, que contou com apenas uma única variável de controle, (ii) da utilização da produção absoluta de energia renovável e (iii) do tamanho da amostra – 45 observações – que podem enviesar os resultados e limitar sua interpretação econômica.

Para futuros trabalhos, considerando o âmbito brasileiro, deve-se buscar o desenvolvimento de técnicas mais robustas de variáveis de controle para a matriz energética, aumentar (se possível) o rigor para a condução dos testes econométricos e considerar estudar o impacto da produção ou consumo de energia renovável na economia brasileira através da proporção de energia renovável na matriz por completo.

6 Referências

- [1] BANCO CENTRAL DO BRASIL, Produto Interno Bruto em reais do último ano. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> Acesso em: 07 mar. 2017;
- [2] CAGAN, P. The monetary dynamics of hyperinflation. In: FRIEDMAN, M. **Studies in the Quantitative Theory of Money**. Chicago: pp. 25-117. 1956;
- [3] CAPRIGLIONE, Paulo S. **A Energia Renovável na Matriz Energética Brasileira**. 2006. 106 pp. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial). Fundação Getúlio Vargas, São Paulo;
- [4] DICKEY, D. A; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, vol.74:427-31,1979;
- [5] ENGLE, R.; GRANGER, C.W.J. Co-Integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**. Vol. 55, nº 2. pp. 251-276, 1987;
- [6] FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, IGP-DI (percentual ao ano). Acesso em 07 mar. 2017. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>;
- [7] GADELHA, S; CERQUEIRA, R. Consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil, 1952-2010: uma análise de causalidade. **Secretaria do Tesouro Nacional**. Vol. 16, nº 24. Dez. 2014;
- [8] GOLDEMBERG, José; LUCON, Oswaldo. Energia e meio ambiente no Brasil. **Estudos Avançados**. São Paulo. vol. 21, nº 59, pp. 7-20. Abr. 2007;
- [9] MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA, Balanço Energético Nacional (2016) – Relatório Síntese. Acesso em 04/02/2017. Disponível em: <https://ben.epe.gov.br/downloads/S%C3%ADntese%20do%20Relat%C3%B3rio%20Final_2016_Web.pdf>;

- [10] MORETTIN, Pedro A. **Econometria Financeira: Um Curso de Séries Temporais Financeiras**. 1ª edição. Editora Blucher, 336 pp;
- [11] OECD (2017), Renewable energy (indicator). Doi: 10.1787/aac7c3f1-en; Acesso em 04/02/2017. Disponível em: < <https://data.oecd.org/energy/renewable-energy.htm>>;
- [12] PHILLIPS, P.C.B. Understanding spurious regressions in econometrics. **Cowles Foundation for Research in Economics**. Yale University. Artigo nº 757. Dez. 1985;
- [13] RODRIGUES, M; COSTA, F. Energia e sustentabilidade no século XXI: o caso do Brasil. **Revista Ibero-Americana de Ciências Ambientais**. Vol. 03, nº 01. Abr. 2012;
- [14] SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Journal of Econometric Society**, vol. 48, nº.01, pp. 01-48. Jan, 1980;
- [15] STERN, D. Energy and economic growth in the USA: A multivariate approach. **Energy Economics**. Vol. 15, nº 02, pp. 137-150. Abr. 1993;
- [16] TOLMASQUIM, M. T.; GUERREIRO, A.; GORINI, R. Matriz energética brasileira: uma prospectiva. **Novos estudos – CEBRAP**. São Paulo, nº 79, p.47-69, Nov. 2007;
- [17] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 4ª edição. Cengage Learning, 2009. 865 pp;
- [18] ZHANG, J; BROADSTOCK, D. The causality between energy consumption and economic growth for China in a time-varying framework. **The Energy Journal**. Vol. 37, nº 11. Jan. 2016;

7 Anexos

ANEXO 1 – PIB BRASILEIRO (EM MILHÕES REAIS CORRENTES):

ANO	PIB	ANO	PIB	ANO	PIB
1970	R\$ 1.132.051	1985	R\$ 2.759.429	2000	R\$ 3.959.426
1971	R\$ 1.260.426	1986	R\$ 2.966.110	2001	R\$ 4.014.458
1972	R\$ 1.410.921	1987	R\$ 3.070.814	2002	R\$ 4.137.038
1973	R\$ 1.608.026	1988	R\$ 3.068.971	2003	R\$ 4.184.234
1974	R\$ 1.739.080	1989	R\$ 3.165.951	2004	R\$ 4.425.245
1975	R\$ 1.828.991	1990	R\$ 3.028.232	2005	R\$ 4.566.947
1976	R\$ 2.016.645	1991	R\$ 3.059.468	2006	R\$ 4.747.889
1977	R\$ 2.116.066	1992	R\$ 3.042.837	2007	R\$ 5.036.079
1978	R\$ 2.221.234	1993	R\$ 3.192.690	2008	R\$ 5.292.627
1979	R\$ 2.371.390	1994	R\$ 3.379.554	2009	R\$ 5.285.968
1980	R\$ 2.590.269	1995	R\$ 3.522.192	2010	R\$ 5.683.908
1981	R\$ 2.480.183	1996	R\$ 3.639.063	2011	R\$ 5.909.810
1982	R\$ 2.500.768	1997	R\$ 3.762.604	2012	R\$ 6.023.348
1983	R\$ 2.427.496	1998	R\$ 3.775.325	2013	R\$ 6.204.339
1984	R\$ 2.558.580	1999	R\$ 3.792.991	2014	R\$ 6.235.606

ANEXO 2 – ÍNDICE GERAL DE PREÇOS (%a.a.):

ANO	IGP-DI	ANO	IGP-DI	ANO	IGP-DI
1970	19,26%	1985	235,11%	2000	9,81%
1971	19,47%	1986	65,03%	2001	10,40%
1972	15,72%	1987	415,83%	2002	26,41%
1973	15,54%	1988	1037,56%	2003	7,67%
1974	34,55%	1989	1782,89%	2004	12,14%
1975	29,35%	1990	1476,71%	2005	1,22%
1976	46,26%	1991	480,23%	2006	3,79%
1977	38,78%	1992	1157,83%	2007	7,89%
1978	40,81%	1993	2708,17%	2008	9,10%
1979	77,25%	1994	1093,89%	2009	-1,43%
1980	110,24%	1995	14,78%	2010	11,30%
1981	95,20%	1996	9,34%	2011	5,00%
1982	99,72%	1997	7,48%	2012	8,10%
1983	210,99%	1998	1,70%	2013	5,52%
1984	223,81%	1999	19,98%	2014	3,78%

ANEXO 3 – MATRIZ ENERGÉTICA RENOVÁVEL BRASILEIRA

A. PRODUÇÃO DE CADA FONTE NA MEDIDA ORIGINAL

ANO	Produção Hidráulica (em GhW)	Produção Eólica (em GhW)	Produção Caldo de Cana (em toneladas)	Produção Melaço (em toneladas)	Produção Bagaço de Cana (em toneladas)	Produção Lixívia (em toneladas)	Produção Lenha e Carvão Vegetal
1970	39801	0	1362	1563	15209	571	102788
1971	43199	0	1362	1559	16345	615	102645
1972	50681	0	1493	1709	18326	834	103729
1973	57890	0	1416	1631	20039	894	102936
1974	65679	0	1340	1538	20018	1021	105199
1975	72287	0	1264	1450	18051	1083	106991
1976	82913	0	1394	1606	20553	1223	102886
1977	93480	0	5066	2884	26850	1460	99466
1978	102746	0	15216	2597	27912	1744	96149
1979	116580	0	22268	2422	30452	2521	98022
1980	128907	0	29847	2725	32978	2994	100309
1981	130765	0	33500	3338	35637	2929	98152
1982	141132	0	45469	4484	40426	3060	93937
1983	151475	0	68631	5178	48887	3184	97566
1984	166593	0	82520	4166	52113	3558	107590
1985	178375	0	102900	4613	56867	3876	106252
1986	182419	0	89702	3672	52685	4039	105739
1987	185600	0	109619	4775	62653	4231	105774
1988	199093	0	100360	4480	57337	4515	105091
1989	204690	0	99035	4230	55330	4221	106343
1990	206708	0	99776	4480	54776	4594	92091
1991	217782	0	112673	4544	58801	5192	86167
1992	223343	0	99358	5032	62002	6210	80966
1993	235065	0	94029	4696	60564	7029	80043
1994	242705	0	98986	5866	70543	7637	80218
1995	253905	0	95510	6561	69847	7375	75066
1996	265769	2	105627	7709	73632	8101	70897
1997	278972	4	118285	7669	82039	8491	69909
1998	291469	5	101921	8573	82183	8948	68610
1999	293000	2	88171	9275	82487	9845	71403
2000	304403	1	73030	7245	66309	10111	74398
2001	267876	35	72919	9026	78040	10063	72407
2002	286092	61	76974	10295	87233	11259	76274
2003	305616	61	89149	11215	97321	13012	83758
2004	320797	61	92024	11779	101795	13826	90927
2005	337457	93	97941	12521	106470	14849	91676

2006	348805	237	107148	14351	121150	16029	91922
2007	374015	663	141327	16198	134550	17090	92317
2008	369556	1183	181633	15880	144443	18141	94279
2009	390988	1238	172618	16226	146176	19639	79385
2010	403290	2177	185080	17465	160333	21136	83862
2011	428333	2705	143310	19557	146943	21625	83860
2012	415342	5050	145274	20792	154027	21443	82847
2013	390992	6576	185331	20150	163132	22681	79290
2014	373439	12210	192810	19845	161174	25818	80437

B. TABELA DE CONVERSÃO PARA TONELADAS EQUIVALENTES DE PETRÓLEO

Medida	Fator de Conversão para tep
<i>Gigawatt</i> de energia hidráulica	86
<i>Gigawatt</i> de energia eólica	86
Toneladas de energia de caldo de cana	59
Toneladas de energia de melaço	180
Toneladas de energia de bagaço	213
Toneladas de energia de Lixívia	286
Tonelada de energia de Lenha e Carvão Vegetal	310

ANEXO 4 – SUPOSIÇÕES PARA MODELOS DE REGRESSÃO COM SÉRIES TEMPORAIS (BASEADO EM MODELO DE REGRESSÃO DE CORTE TRANSVERSAL):

- 1) Os regressores são fixos;
- 2) Os erros do modelo estão distribuídos aleatoriamente e se caracterizam como um ruído branco. Isto é, apresentam média constante e igual a zero com variância também constante (mas não necessariamente nula) - $\mu_\varepsilon = 0$ e $\sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma_\varepsilon^2$;
- 3) Os erros do modelo são não correlacionados. Isto é, $Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$;
- 4) Os parâmetros de estimação do modelo são constantes. Isto é, $\Delta\beta_i = 0, i = 1, \dots, n$;
- 5) O modelo é linear nos parâmetros;

ANEXO 5 – TESTES E ESTIMAÇÕES COM SOFTWARE EViews

A. TESTE ADF RAIZ UNITÁRIA PARA log_r_pib

Null Hypothesis: LOG_R_PIB has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.423293	0.5621
Test critical values:				
	1% level		-3.592462	
	5% level		-2.931404	
	10% level		-2.603944	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_R_PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 03/06/17 Time: 19:12				
Sample (adjusted): 1971 2013				
Included observations: 43 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_R_PIB(-1)	-0.108308	0.076097	-1.423293	0.1622
C	3.080117	2.135774	1.442155	0.1569
R-squared	0.047083	Mean dependent var		0.042410
Adjusted R-squared	0.023841	S.D. dependent var		0.530200
S.E. of regression	0.523842	Akaike info criterion		1.590140
Sum squared resid	11.25081	Schwarz criterion		1.672057
Log likelihood	-32.18802	Hannan-Quinn criter.		1.620349
F-statistic	2.025764	Durbin-Watson stat		1.585469
Prob(F-statistic)	0.162217			

B. TESTE ADF RAIZ UNITÁRIA PARA log_eren

Null Hypothesis: LOG_EREN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.523533	0.8765
Test critical values:				
	1% level		-3.592462	
	5% level		-2.931404	
	10% level		-2.603944	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOG_EREN)				
Method: Least Squares				
Date: 03/06/17 Time: 19:15				
Sample (adjusted): 1971 2013				
Included observations: 43 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_EREN(-1)	-0.009544	0.018229	-0.523533	0.6034
C	0.196970	0.328473	0.599656	0.5520
R-squared	0.006641	Mean dependent var		0.025029
Adjusted R-squared	-0.017588	S.D. dependent var		0.036590
S.E. of regression	0.036910	Akaike info criterion		-3.715271
Sum squared resid	0.055856	Schwarz criterion		-3.633355
Log likelihood	81.87833	Hannan-Quinn criter.		-3.685063
F-statistic	0.274087	Durbin-Watson stat		1.531858
Prob(F-statistic)	0.603422			

C. TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE E GRANGER PARA $\log_r\text{pib}$ e \log_eren

Date: 04/04/17 Time: 19:00
 Series: LOG_EREN LOG_R_PIB
 Sample: 1970 2013
 Included observations: 44
 Null hypothesis: Series are not cointegrated
 Cointegrating equation deterministics: C
 Automatic lags specification based on Schwarz criterion (maxlag=9)

Dependent	tau-statistic	Prob.*	z-statistic	Prob.*
LOG_EREN	-1.424377	0.7916	-2.990120	0.8766
LOG_R_PIB	-1.913947	0.5771	-6.954218	0.5466

*MacKinnon (1996) p-values.

Intermediate Results:

	LOG_EREN	LOG_R_PIB
Rho - 1	-0.069538	-0.161726
Rho S.E.	0.048820	0.084499
Residual variance	0.007824	0.270494
Long-run residual variance	0.007824	0.270494
Number of lags	0	0
Number of observations	43	43
Number of stochastic trends**	2	2

**Number of stochastic trends in asymptotic distribution

D. TESTE ADF PARA $d_log_r_pib$

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.904112	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.600987	
5% level	-2.935001	
10% level	-2.605836	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D_LOG_R_PIB)
 Method: Least Squares
 Date: 03/06/17 Time: 20:34
 Sample (adjusted): 1973 2013
 Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_R_PIB(-1)	-1.152892	0.195269	-5.904112	0.0000
D(D_LOG_R_PIB(-1))	0.370680	0.150590	2.461512	0.0185
C	0.045626	0.080190	0.568973	0.5727
R-squared	0.500513	Mean dependent var		-0.002217
Adjusted R-squared	0.474224	S.D. dependent var		0.704405
S.E. of regression	0.510767	Akaike info criterion		1.564549
Sum squared resid	9.913547	Schwarz criterion		1.689932
Log likelihood	-29.07325	Hannan-Quinn criter.		1.610206
F-statistic	19.03900	Durbin-Watson stat		2.053626
Prob(F-statistic)	0.000002			

E. TESTE ADF PARA d_log_eren

Null Hypothesis: D_LOG_EREN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.005304	0.0002
Test critical values: 1% level	-3.596616	
5% level	-2.933158	
10% level	-2.604867	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(D_LOG_EREN)
 Method: Least Squares
 Date: 03/06/17 Time: 20:35
 Sample (adjusted): 1972 2013
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_EREN(-1)	-0.770191	0.153875	-5.005304	0.0000
C	0.019503	0.006840	2.851202	0.0069
R-squared	0.385117	Mean dependent var		4.72E-06
Adjusted R-squared	0.369745	S.D. dependent var		0.045900
S.E. of regression	0.036440	Akaike info criterion		-3.739868
Sum squared resid	0.053114	Schwarz criterion		-3.657122
Log likelihood	80.53723	Hannan-Quinn criter.		-3.709538
F-statistic	25.05307	Durbin-Watson stat		2.010083
Prob(F-statistic)	0.000012			

F. CORRELOGRAMA d_log_r_pib

Date: 03/06/17 Time: 20:36
 Sample: 1970 2013
 Included observations: 43

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.159	0.159	1.1682	0.280
		2	-0.336	-0.371	6.4935	0.039
		3	-0.192	-0.071	8.2827	0.041
		4	0.217	0.174	10.617	0.031
		5	0.226	0.077	13.224	0.021
		6	-0.108	-0.079	13.829	0.032
		7	-0.329	-0.196	19.651	0.006
		8	-0.195	-0.194	21.752	0.005
		9	0.225	0.111	24.623	0.003
		10	0.054	-0.175	24.792	0.006
		11	-0.057	0.134	24.991	0.009
		12	-0.114	-0.023	25.796	0.011
		13	0.006	-0.035	25.798	0.018
		14	0.046	-0.091	25.937	0.026
		15	-0.065	-0.184	26.233	0.036
		16	-0.073	-0.035	26.611	0.046
		17	-0.017	-0.013	26.632	0.064
		18	0.016	-0.089	26.652	0.086
		19	0.013	0.102	26.665	0.113
		20	-0.005	-0.086	26.667	0.145

G. CORRELOGRAMA d_log_eren

Date: 03/06/17 Time: 20:38
 Sample: 1970 2013
 Included observations: 43

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.229	0.229	2.4216	0.120
		2	0.098	0.047	2.8705	0.238
		3	0.027	-0.006	2.9050	0.407
		4	0.068	0.062	3.1331	0.536
		5	0.005	-0.025	3.1342	0.679
		6	-0.241	-0.261	6.1769	0.404
		7	-0.249	-0.162	9.5153	0.218
		8	-0.119	-0.009	10.304	0.244
		9	-0.090	-0.041	10.763	0.292
		10	0.033	0.116	10.828	0.371
		11	-0.018	0.010	10.847	0.456
		12	-0.117	-0.191	11.707	0.470
		13	-0.117	-0.183	12.584	0.480
		14	-0.063	-0.093	12.851	0.538
		15	-0.155	-0.212	14.512	0.487
		16	-0.204	-0.154	17.484	0.355
		17	-0.184	-0.084	19.998	0.274
		18	-0.085	-0.111	20.558	0.302
		19	0.236	0.236	25.038	0.159
		20	0.092	-0.037	25.757	0.174

H. CORRELOGRAMA CRUZADO $d_log_r_pib$ x d_log_eren

Date: 03/06/17 Time: 20:39
 Sample: 1970 2013
 Included observations: 43
 Correlations are asymptotically consistent approximations

D_LOG_EREN,D_LOG_...	D_LOG_EREN,D_LOG_...	i	lag	lead
		0	-0.1556	-0.1556
		1	0.0085	0.1006
		2	0.1419	0.0328
		3	0.1680	-0.0911
		4	-0.2123	-0.2314
		5	-0.1634	-0.4797
		6	-0.1086	-0.0372
		7	0.2274	0.0688
		8	0.3919	-0.0618
		9	0.0667	-0.2540
		10	-0.0376	-0.0103
		11	0.1773	0.3455
		12	0.3843	0.2781
		13	0.2076	-0.0800
		14	-0.2730	-0.0105
		15	-0.1709	0.0548
		16	-0.0690	0.0978
		17	-0.0557	0.0177
		18	-0.1440	0.0183
		19	-0.0329	-0.0747
		20	-0.1029	-0.0222

I. ESTIMAÇÃO MODELO DE REGRESSÃO PARA EQUAÇÃO 14

Dependent Variable: D_LOG_EREN
 Method: Least Squares
 Date: 03/07/17 Time: 21:51
 Sample (adjusted): 1976 2013
 Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_EREN(-1)	0.469636	0.150326	3.124123	0.0036
D_LOG_R_PIB(-5)	-0.001369	0.012619	-0.108474	0.9142
DUMMY_INFL	0.007035	0.015236	0.461765	0.6471
R-squared	-0.110502	Mean dependent var		0.025259
Adjusted R-squared	-0.173959	S.D. dependent var		0.038814
S.E. of regression	0.042055	Akaike info criterion		-3.424026
Sum squared resid	0.061901	Schwarz criterion		-3.294743
Log likelihood	68.05650	Hannan-Quinn criter.		-3.378028
Durbin-Watson stat	2.166169			

J. SÉRIE RESIDUAL GERADA A PARTIR DA ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO 14

ANO	VALOR RESIDUAL	ANO	VALOR RESIDUAL	ANO	VALOR RESIDUAL
1970	NA	1985	0,000597	2000	-0,03789
1971	NA	1986	-0,04463	2001	0,004154
1972	NA	1987	0,059926	2002	0,81526
1973	NA	1988	-0,04389	2003	0,058759
1974	NA	1989	0,001022	2004	0,013304
1975	NA	1990	-0,06978	2005	0,011205
1976	-0,00175	1991	0,036581	2006	0,039011
1977	0,035427	1992	-0,02794	2007	0,050223
1978	-0,00411	1993	0,002103	2008	0,012078
1979	0,054483	1994	0,041983	2009	-0,0044
1980	0,029433	1995	-0,03757	2010	0,07273
1981	-0,02029	1996	0,029906	2011	-0,05199
1982	0,025964	1997	0,03661	2012	0,015776
1983	0,080358	1998	-0,0232	2013	0,010663
1984	0,049138	1999	0,009585	2014	NA

K. TESTE ADF PARA RESÍDUOS DA ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO 14

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.478452	0.7835
Test critical values:		
1% level	-2.628961	
5% level	-1.950117	
10% level	-1.611339	

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