



UNICAMP

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS  
INSTITUTO DE ECONOMIA

Ulisses Faust Machado

**Crescimento econômico, energias renováveis  
e emissões de carbono no Brasil: uma análise  
de causalidade**

Campinas  
2019

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS  
INSTITUTO DE ECONOMIA

Ulisses Faust Machado

**Crescimento econômico, energia renovável e  
emissões de carbono no Brasil: uma análise  
de causalidade**

Monografia apresentada ao Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas, como parte dos requisitos exigidos para a obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas, sob a orientação de M.<sup>a</sup> Mariana Rêis Maria e coorientação de Prof.<sup>a</sup> Dra. Rosângela Ballini.

Campinas  
2019

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente gostaria de agradecer à Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) e ao Instituto de Economia, por disporem de um ambiente acadêmico tão rico e uma sólida estrutura de ensino e pesquisa, que fizeram com que fosse possível a realização desse trabalho. Agradeço também a Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC) e o Departamento de Economia e Relações Internacionais, por ter proporcionado as bases para o início dessa jornada. Gostaria de agradecer especificamente minha orientadora M.<sup>a</sup> Mariana Rêis Maria De Lana e coorientadora Prof.<sup>a</sup> Dra. Rosangela Ballini, as quais dedicaram incontáveis horas em revisões de textos e códigos. Elas elevaram, e muito, a qualidade desse trabalho, sendo simplesmente impossível realizá-lo sem tal apoio.

Gostaria de agradecer meus pais, que permitiram que eu chegasse até aqui, através do seu apoio e amor incondicional, proporcionando as oportunidades que tive durante todo tempo. Agradeço também, com muita saudade, a meu avô Atahualpa, o qual, conjuntamente com meu pai, sempre foi um modelo de intelectualidade e de apreço pelo conhecimento. Gosto de pensar que herdei deles o gosto pela leitura e a busca por sempre conhecer mais. Também agradeço meus irmãos, que ajudaram a me formar a pessoa que sou hoje em dia, a partir de incontáveis horas de conversa, sobre os mais variados assuntos. Gostaria de agradecer também meu primo-irmão Dan, que ao longo de todos esses anos tem sido meu companheiro nas mudanças que a vida traz. Estendo esse agradecimento a toda a minha família, que sempre me apoiou, mesmo à distância.

Gostaria de agradecer também a minha amiga Gabriela, pelas incontáveis horas de discussões econômicas e sobre a vida. Além de Igor e Thiago, os quais, além de proporcionar as conversas mais aleatórias, foram determinantes na resolução das mais complicadas dúvidas em alguns momentos ao longo do caminho.

Por último gostaria de agradecer à Carolina, que tem estado a tanto tempo do meu lado, sempre me apoiando e me completando. O cargo de “consultora de assuntos importantes” sempre será seu.

*"Years ago, I noticed one thing about economics, and that is that economists didn't get anything right."*

*(Nassim Nicholas Taleb)*

*"All models are wrong but some are useful."*

*(George Box)*

*"The economy of the future might be called the "spaceman economy", in which the earth has become a single spaceship, without unlimited reservoirs of anything."*

*(Kenneth Boulding)*

## RESUMO

As evidências científicas de que o aquecimento global é um evento antropogênico são muito robustas. Esse fato tem forçado a ocorrência de discussões sobre a mitigação das emissões de gases do efeito estufa. Como a maior parte das emissões globais são derivadas do uso da energia, o desenvolvimento e disseminação de energias renováveis é um tema central nessa área de pesquisa. Mas qual o efeito real das energias renováveis nas emissões e qual o seu impacto para o crescimento econômico no Brasil? A fim de analisar tais efeitos, foram utilizados dados do Brasil de emissões de carbono do setor energético, consumo de energias renováveis e crescimento do PIB. Foi analisada a cointegração, através do teste de Johansen, além da estimação de um modelo VAR. A partir do modelo, foram realizados testes de causalidade de Granger. Também foram analisadas a decomposição da variância do erro de previsão e a função resposta ao impulso. Os resultados indicam a inexistência de cointegração e de causalidade entre as variáveis.

**Palavras-chave:** Crescimento econômico. Energias renováveis. Emissões de carbono. Causalidade.

## ABSTRACT

The scientific evidences suggesting that global warming is an anthropogenic event are very robust. This fact has led to a series of discussions on the mitigation of greenhouse gases emissions. As most of the global emissions derive from energy use, the development and dissemination of renewable energies is the main focus in this research area. But what is the real effect of renewable energies and what is its impact on Brazil's economic growth? In order to analyze such effects, data of Brazilian carbon emissions from the energy sector, consumption of renewable energy and GDP were used as variables in this paper. The cointegration of the variables was analyzed through the Johansen test in addition to the estimation of a VAR model. From the model, Granger causality tests were performed. The forecast error variance decomposition and the Impulse Response Function were also analyzed. The results indicate lack of cointegration and causality between the variables.

**Keywords:** Economic Growth. Renewable energy. Carbon emission. Causality.

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Evolução do consumo global de energias renováveis, excluindo hidráulica.....	20
Gráfico 2 - Evolução do consumo global de energias renováveis em países selecionados .....	21
Gráfico 3 – Participação do consumo de energia renovável na matriz energética de países selecionados .....	23
Gráfico 4 – Emissões líquidas de GEE nos setores econômicos brasileiros .....	26
Gráfico 5 – Participação das fontes na matriz energética brasileira.....	28
Gráfico 6 – Produto Interno Bruto .....	65
Gráfico 7 – Consumo de energia renovável e não renovável .....	67
Gráfico 8 – Emissões de GEE .....	69
Gráfico 9 - Funções de autocorrelação.....	70
Gráfico 10 – Função impulso a resposta para o PIB.....	76
Gráfico 11 – Função impulso a resposta para as Emissões.....	76
Gráfico 12 – Função impulso a resposta para as Renováveis .....	76

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Consumo de energias renováveis por fontes na União Europeia e Estados Unidos de 1965 a 2017 .....	22
Tabela 2 – Metas de redução de emissões de GEE estipulados pelo Brasil no Acordo de Paris .....	27
Tabela 3 – Testes de hipóteses do teste ADF .....	56
Tabela 4 – Valores das estatísticas do teste de raiz unitária ADF .....	71
Tabela 5 – Valores das estatísticas do teste de raiz unitária de DF-GLS .....	72
Tabela 7 – Valores dos critérios de informação para a determinação da ordem $p$ em VAR... ..	72
Tabela 6 – Resultados do teste de cointegração de Johansen.....	73
Tabela 8 – Resultado dos testes de causalidade de Granger .....	74
Tabela 9 – Resultado dos testes de causalidade de Granger em bloco .....	75
Tabela 10 – Decomposição da variância do erro de previsão para o PIB .....	77
Tabela 11 - Decomposição da variância do erro de previsão para as Renováveis.....	77
Tabela 12 – Decomposição da variância do erro de previsão para as Emissões .....	78

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Cenários de emissões antropogênicas de GEE e variações de temperatura .....	13
Figura 2 – Curva de Kuznets Ambiental em formato de “U invertido” .....	32
Figura 3 – Curva de Kuznets Ambiental em formato de “N” .....	35

# SUMÁRIO

<b>1. Introdução .....</b>	<b>8</b>
1.1 <i>Estrutura .....</i>	10
<b>2. O aquecimento global, suas implicações e sua mitigação .....</b>	<b>11</b>
2.1 <i>Aquecimento global: evidências e prognósticos .....</i>	11
2.2 <i>Setor de energia: ganho de eficiência e mitigação de emissões .....</i>	15
2.2.1 <i>Energias renováveis .....</i>	20
2.3 <i>Acordos internacionais e o contexto brasileiro .....</i>	24
<b>3. O nexos renováveis-emissões-crescimento .....</b>	<b>30</b>
3.1 <i>Crescimento econômico e poluição .....</i>	30
3.2 <i>Consumo de energia renovável e crescimento econômico .....</i>	37
3.3 <i>Consumo de energia renovável e emissões de GEE .....</i>	44
3.4 <i>Consumo de energia renovável, emissões de GEE e crescimento econômico .....</i>	47
<b>4. Metodologia .....</b>	<b>52</b>
4.1 <i>Análise de estacionariedade .....</i>	52
4.1.1 <i>Função de autocorrelação .....</i>	54
4.1.2 <i>Testes de raízes unitárias .....</i>	54
4.2 <i>Modelo de vetor autorregressivo .....</i>	57
4.3 <i>Teste de cointegração de Johansen .....</i>	58
4.4 <i>Métodos de análise do modelo .....</i>	60
4.4.1 <i>Teste de causalidade de Granger .....</i>	60
4.4.2 <i>Função resposta ao impulso .....</i>	61
4.4.3 <i>Decomposição da variância do erro de previsão .....</i>	62
<b>5. Resultados e Análise .....</b>	<b>64</b>
5.1 <i>Descrição dos Dados .....</i>	64
5.1.1 <i>Produto Interno Bruto Real .....</i>	64
5.1.2 <i>Consumo de Energia Renovável .....</i>	66
5.1.3 <i>Emissões de Gases do Efeito Estufa .....</i>	67

5.2	<i>Resultados e Discussão</i>	69
6.	<b>Conclusão</b>	<b>79</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>81</b>
	<b>APÊNDICE A – Modelo VAR Estimado</b>	<b>89</b>

# 1. Introdução

Com a consolidação da literatura científica sobre o aquecimento global e das suas consequências para a vida no planeta, a sua mitigação passou a ser um tema relevante em instituições políticas nacionais e multilaterais. Estudos como os apresentados pelo *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC), mostram as consequências que as emissões de gases do efeito estufa causaram ao sistema climático global e as perspectivas para o próximo século se tais emissões continuarem a ocorrer. O estado de degradação ambiental levou a elaboração de acordos multilaterais que estipularam reduções nas emissões de carbono para os principais emissores globais. O último grande acordo assinado foi o de Paris, em 2015, no qual os países se comprometeram a realizar políticas de mitigação de emissões.

As emissões globais de gases do efeito estufa estão concentradas primordialmente no setor de energia, que corresponde a cerca de 70% do total, estando o restante distribuído em construção, agricultura, exploração florestal e uso de solo (IPCC, 2014, p. 46). Esse fato indica que as políticas de mitigação de emissões devem focar no setor energético, a fim de ter resultados relevantes para o controle do processo de aquecimento global. As possíveis políticas para a mitigação no setor são variadas, como por exemplo no fomento do desenvolvimento e uso de novas tecnologias que gerem ganho de eficiência, tanto na geração, quanto no uso da energia. Porém, o simples ganho de eficiência da atual matriz energética não será suficiente. Para alcançar os níveis desejados de redução de emissões precisará ser realizada uma modificação profunda na matriz global, reduzindo a participação do combustível fóssil através do aumento do uso de energias renováveis.

A produção de energias renováveis vem crescendo rapidamente nas últimas décadas, com especial destaque para o avanço da China e Europa nesse mercado. Porém, mesmo esse crescimento rápido ainda pode ser considerado tímido, dado que ele não aumentou consideravelmente a participação das renováveis na matriz energética global e manteve as emissões em patamares semelhantes aos anteriores. Importante constatar que os três maiores produtores de energias renováveis – China, União Europeia e Estados Unidos –, são também os três maiores emissores de gases do efeito estufa do mundo (BP, 2018; JANSSENS-MAENHOUT et al., 2017).

O Brasil se insere nesse cenário de forma diferenciada. Por peculiaridades de questões geográficas e político-econômicas, as emissões brasileiras estiveram historicamente ligadas a grandes participações de mudanças de uso de terra – primordialmente desmatamento. Através de políticas de combate ao desmatamento esses níveis foram reduzidos, sendo que em 2016 a mudança de uso de terra respondia por 36% do total das emissões, o setor agropecuário foi responsável por 29% e o setor energético por 24%.

Mesmo o setor de energia brasileiro apresentando uma participação menor nas emissões de carbono em relação à média mundial, a sua parcela de contribuição é relevante. Por esse motivo é necessário o estudo de formas de se combater as emissões nesse setor. A principal delas é a modificação da matriz energética, aumentando a participação de fontes não poluentes. O desenvolvimento de políticas que fomentem o uso de fontes ainda pouco utilizadas no Brasil, como a solar, e que facilitem a expansão de fontes já estabelecidas é imperativo nesse objetivo. Porém, para o desenho de políticas públicas eficientes, é necessária a investigação dos dados referentes ao uso de fontes renováveis no setor energético brasileiro.

Essa necessidade do fomento do uso das energias renováveis, porém precisa ser analisado em um escopo maior. Necessidades político-sociais e econômicas precisam ser levadas em conta ao se focar em tais investimentos. Na situação atual de fragilidade econômica que o Brasil passa, se torna essencial a discussão sobre os impactos econômicos envolvidos no fomento de energias renováveis. Dessa maneira, é preciso analisar as relações existentes entre o uso de energias renováveis e o crescimento econômico brasileiro. Como as emissões de gases de efeito estufa são o motivo central de tal investimento, é primordial entender qual a relação dessas emissões com o consumo de energias renováveis e com o crescimento econômico.

Aliado a essas questões, o objetivo desse trabalho é o de analisar as relações de causalidade entre consumo de energias renováveis, crescimento econômico e emissões de gases do efeito estufa no Brasil.

## **1.1 Estrutura**

Esse trabalho é composto, além dessa seção introdutória, pelo capítulo 2, onde serão discutidas as questões do aquecimento global, apresentando quais as suas implicações para o meio ambiente global e quais as suas formas de mitigação, além de um quadro das emissões de carbono e das energias renováveis, tanto para o mundo, quanto para o Brasil. No capítulo 3 será realizada uma revisão da bibliográfica existente sobre as relações entre as crescimento econômico, energias renováveis e emissões de carbono. No capítulo 4 será apresentada a metodologia utilizada nesse trabalho, primordialmente os testes de estacionariedade, o modelo VAR aplicado e as ferramentas de análises utilizadas após sua estimação: testes de causalidade, decomposição da variância do erro de previsão e função resposta ao impulso. No capítulo 4 serão mostrados os resultados dos testes e a estimação do modelo, além de apresentados os resultados dos métodos de análise utilizados. Será realizada ainda nesse capítulo uma interpretação dos resultados. No capítulo 5 será realizada uma discussão acerca dos resultados e das suas implicações para novas pesquisas.

## 2. O aquecimento global, suas implicações e sua mitigação

### 2.1 Aquecimento global: evidências e prognósticos

O aquecimento global tem estado constantemente no noticiário, seja envolvido em descobertas científicas, em desdobramentos políticos de novos acordos climáticos firmados ou em declarações negacionistas de agentes relevantes. Tal fato decorre do desenvolvimento por décadas de linhas de pesquisa sobre o assunto e das inúmeras evidências que constataam que a ação antropogênica é a principal responsável pelo aquecimento.

Ciclos de mudanças climáticas globais ocorrem regularmente sem a necessidade de interferência humana. Porém, a magnitude do atual aquecimento não está relacionada a causas naturais, e sim a emissões de gases do efeito estufa (GEE) – primordialmente dióxido de carbono, metano e óxido nitroso – ocasionadas pela ação humana (BAUM; HAQQ-MISRA; KARMOSKY, 2012; THE NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES, 2014, p. 6).

O estudo do clima traz uma peculiaridade essencial em relação às demais ciências: previsões de potenciais mudanças e seus impactos são de difícil mensuração dado que o sistema climático é extremamente complexo e dinâmico. Funtowicz e Ravetz (1993) definem o estudo do clima como sendo uma *post-normal science*, dadas três características centrais: (i) estudo de fenômenos complexos; (ii) fenômenos com desdobramentos práticos potencialmente devastadores; (iii) tempo para pesquisa inerentemente limitado pela ocorrência das mudanças climáticas. Tais características levam a conclusão de que se ações forem tomadas somente quando resultados definitivos e irrefutáveis forem alcançados, um possível cenário catastrófico não poderá mais ser evitado.

Na linha da proposição de Funtowicz e Ravetz, o principal raciocínio por trás da necessidade da mitigação das emissões de carbono está na possibilidade da ocorrência de perdas irreversíveis potencialmente catastróficas. Este conceito é interessante pois existem duas questões a considerar, a primeira é que podem haver perdas irreversíveis ocasionadas pelas mudanças climáticas. Isto por si só não é algo dramático, já que se as perdas não forem catastróficas, a sociedade poderá lidar de alguma forma razoável com os seus impactos. A outra questão diz respeito a possibilidade de haver perdas potencialmente catastróficas.

Novamente, isto pode não ser tão alarmante, já que há a chance destes efeitos serem revertidos. Assim, a real questão a ser enfrentada pela ciência do clima é a de que um aumento na temperatura média global pode acarretar nos dois efeitos juntos. De tal questão, juntamente com a incerteza sobre qual o limite de emissões que levam a ocorrência de tais eventos, surge o Princípio da Precaução. Como mostra Godard (1997), esse princípio é a resposta à questão levantada pela *post-normal science*, na qual a sociedade demanda uma limitação na degradação ambiental devido à falta de compreensão do nível de poluição que pode ser suportado pelo sistema climático global. Ou seja, a resposta não deve surgir após a conclusão dos estudos sobre o impacto das emissões de carbono, mas sim após as primeiras percepções de que perdas irreversíveis potencialmente catastróficas podem ocorrer se o cenário atual for mantido.

Apesar de ser um estudo complexo, como descrito acima, há uma série de estudos que buscam estimar o impacto das emissões de carbono no clima. Um dos mais importantes órgãos que trabalha na reunião dos resultados destes estudos e na elaboração de uma publicação que os resume e os interliga é o *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC), ligado a Organização das Nações Unidas (ONU), composto por cientistas e membros do poder público de diversos países. Seu quinto relatório (IPCC, 2014) traz previsões utilizando quatro cenários de trajetórias de emissões até o final do presente século – chamados de *Representative Concentration Pathways*: um deles com forte limitação das emissões de carbono, chamado de RCP2.6; dois com uma limitação média de emissões (RCP4.5 e RCP6.0); um último cenário com altas emissões (RCP8.5) (ver Figura 1). As expectativas de variação da temperatura global nos períodos entre 1986-2005 e 2081-2100 em cada um dos cenários são: de 0,3 °C a 1,7 °C (RCP2.6); de 1,1°C a 2,6 °C (RCP4.5); de 1,4 °C a 3,1 °C (RCP6.0); de 2,6 °C a 4,8 °C (RCP8.5) (IPCC, 2014, p. 60).

O cenário RCP2.6 depende de uma redução drástica nas emissões, inclusive com emissões negativas no final do período – fenômeno que acontece quando o sequestro de carbono é maior que as emissões, o que pode ser ocasionado, por exemplo, pelo aumento de áreas de floresta. Sua ocorrência está atrelada a esforços internacionais que parecem improváveis no cenário político global atual. Dessa forma, mesmo com avanços na mitigação de emissões, o avanço da temperatura média global provavelmente ficará acima de 1°C, com grande probabilidade de ultrapassar 2°C, trazendo consequências graves ao planeta. Mesmo

se a variação fosse limitada a menos de 1°C, a destruição de sistemas climáticos de alta sensibilidade e o aumento de eventos climáticos extremos poderiam ocorrer (IPCC, 2014, p. 19).

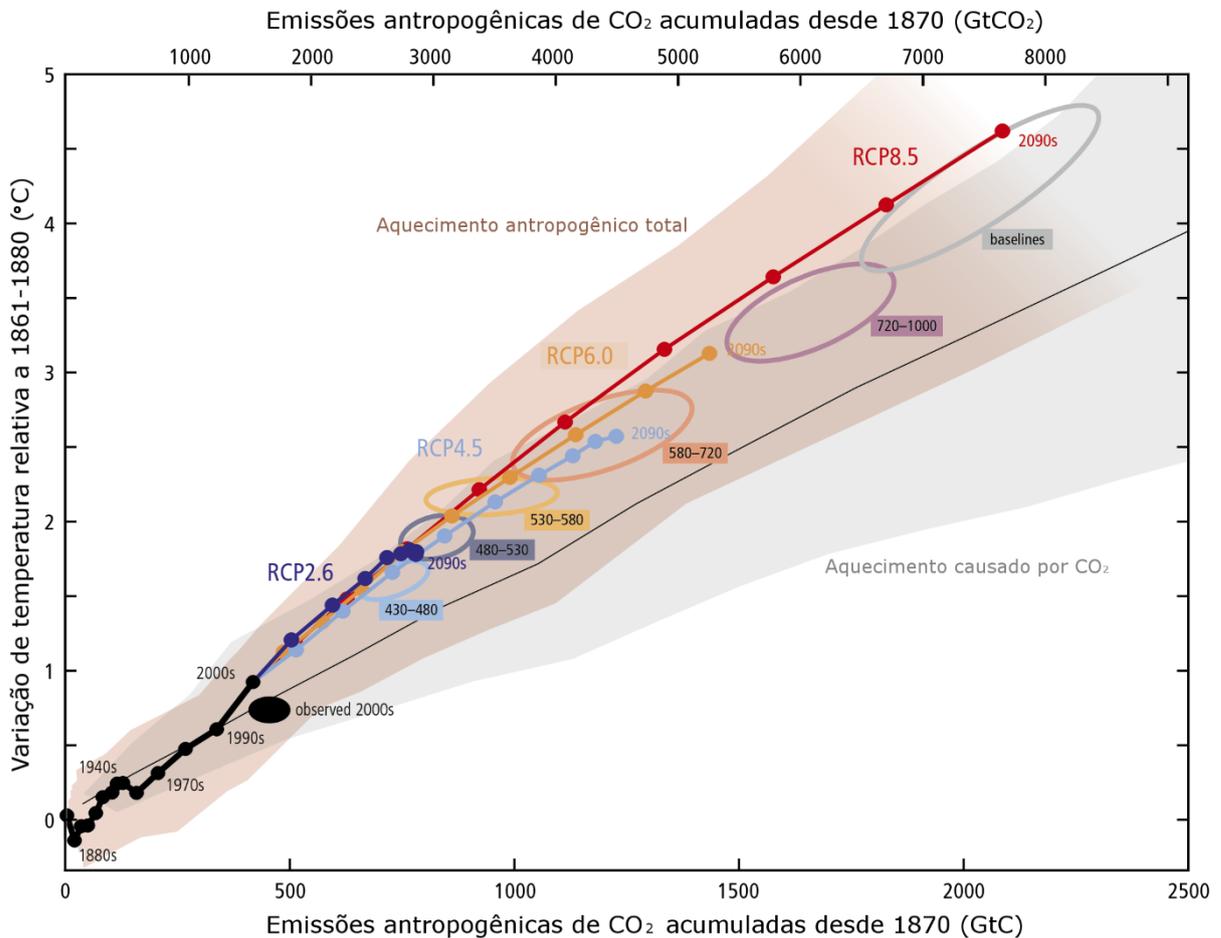


Figura 1 - Cenários de emissões antropogênicas de GEE e variações de temperatura

Fonte: Adaptado de IPCC (2014, p. 63)

Em um cenário de evolução *business-as-usual* das emissões globais, a expectativa é de que a trajetória de emissões projetada até o ano 2100 esteja entre os cenários RCP6.0 e RCP8.5, o que implicaria em uma forte elevação da temperatura global, levando a um possível cenário de transformações irreversíveis e a disseminação de eventos climáticos extremos ao redor do globo. Áreas que hoje já são sensíveis climaticamente sofrerão impactos consideráveis, que vão desde extinção de espécies, até riscos à segurança alimentar e efeitos negativos na produtividade da agricultura e demais atividades que dependem de condições climáticas específicas (IPCC, 2014, p. 65).

Estudos sobre o sistema climático global deixam claro que a mitigação das emissões de carbono é necessária para a manutenção de um equilíbrio mínimo que permita a conservação de condições de vida dignas ao redor do planeta. Em Rockström et al. (2009), por exemplo, é apresentado o conceito de "limites planetários", que define um espaço operacional seguro para a manutenção desse equilíbrio. A fim de determinar empiricamente estes limites, estudou-se quais os principais subsistemas ambientais responsáveis pela estabilização dos processos biofísicos do planeta. Foram identificados um total de nove importantes subsistemas e estabelecidas as variáveis que podem ser utilizadas como *proxy* para determinação dos limites planetários e da atual situação de degradação. Os subsistemas em questão possuem um grau elevado de interdependência e de interconexão, o que indica que uma deterioração em um deles pode levar a pioras em outros como consequência, além de apresentarem comportamento não linear<sup>1</sup>. Dentre estes subsistemas está presente o aquecimento global, que, segundo o modelo, já ultrapassou o limite do espaço operacional seguro de degradação. Ou seja, é preciso reduzir sensivelmente os causadores do aquecimento global a fim de manter-se numa faixa segura de degradação.

Porém, para que isto aconteça, é preciso direcionar esforços e políticas para os principais setores responsáveis pelas emissões globais de GEE. Em 2010, as emissões globais totalizaram 49 GtCO<sub>2</sub>eq (bilhões de toneladas equivalentes de dióxido de carbono), sendo distribuídas em: produção direta de eletricidade e calor (25%); outras formas de geração direta de energia (10%); processos industriais (21%); transporte (14%); construções (6%); agricultura, exploração florestal e uso de solo (24%) (IPCC, 2014, p. 46). Os setores industriais e de transporte possuem boa parte de suas emissões concentradas no uso de energia. Assim, quando agregadas as suas participações com as dos setores de geração de energia direta, tem-

---

<sup>1</sup> Os nove subsistemas, e as respectivas variáveis utilizadas na mensuração de seus limites, apresentados em Rockström et al. (2009) são: mudança climática – mensurada a partir da concentração atmosférica de dióxido de carbono e mudanças no forçamento radiativo –; perdas de biodiversidade – taxa de espécies extintas por ano –; ciclo de nitrogênio – nitrogênio retirado da atmosfera para uso humano – e ciclo de fósforo – quantidade de fósforo presente nos oceanos –; redução da camada estratosférica de ozônio – concentração de ozônio –; acidificação dos oceanos – nível de saturação de aragonita nas superfícies oceânicas –; consumo de água doce – consumo humano de água doce por ano –; mudanças de uso de terra – porcentagem da área terrestre modificação para uso agrícola –; concentração de material particulado na atmosfera – medida em parâmetros regionais –; poluição química – quantidade ou concentração de poluentes químicos presentes no meio ambiente. Dentre os nove subsistemas, três – mudança climática, perdas de biodiversidade e ciclo de nitrogênio – já estão acima dos limites planetários considerados seguros e dois – concentração de material particulado na atmosfera e poluição química – ainda não foram mensurados.

se que o setor de energia como um todo representa cerca de 70% de toda a emissão global de GEE.

## **2.2 Setor de energia: ganho de eficiência e mitigação de emissões**

Considerando os dados sobre as emissões em diferentes setores, observa-se que um processo de redução de emissões bem-sucedido deve ter um foco especial no setor de energia. Há muitos vetores possíveis que devem ser considerados a fim de alcançar esse objetivo e o ganho de eficiência energética é um muito importante. O indicador mais utilizado para sua mensuração é a intensidade energética, que mostra a relação entre as emissões e o seu valor econômico adicionado, sendo que quanto menor o valor desta relação, menor a intensidade energética e, portanto, maior a eficiência energética.

O indicador mundial de eficiência energética vem apresentando uma melhora nas últimas décadas. Houve uma queda anual na intensidade energética global de 0,6% de 2003 a 2013 e de 1,5% e 1,8% nos anos de 2014 e 2015, respectivamente. A queda no ano de 2015 é importante pois ocorreu concomitantemente a uma queda dos preços internacionais do barril de petróleo, o que indica um possível descolamento da procura por investimentos em eficiência energética e as variações dos preços de combustíveis fósseis (IEA, 2016, p. 18). Ainda assim, as quedas observadas nos últimos anos são insuficientes para a mitigação de emissões na magnitude necessária para alcançar os cenários mais climaticamente amenos apontados pelo relatório do IPCC. A fim de manter o aquecimento global limitado a 2 °C será necessária uma queda na intensidade energética de cerca de 2,6% ao ano pelas próximas décadas (IEA, 2016, p. 18).

Uma forma direta de ganho de eficiência energética é a partir da racionalização da produção, da transmissão e distribuição e do uso de eletricidade. Durante o processo de geração ocorre perda de eficiência ao transformar a energia térmica – como no caso das termoelétricas – ou cinética – como nas hidráulicas e eólicas – em energia elétrica. Termoelétricas a carvão, por exemplo, podem elevar sua eficiência de 30% para 60% ao trocarem sua tecnologia de geração. Há perdas de eficiência também nas etapas de transmissão e distribuição, como as decorrentes de congestionamento das redes –

normalmente ocasionados por falhas estruturais ou de gerenciamento (ABB, 2007). A média global de perda de eficiência nas linhas oscilou de 8% a 9% entre os anos de 1990 e 2015. A diferença entre os países é considerável, sendo de 6,3% para países da OCDE e 9,6% para os demais. Individualmente as diferenças são ainda maiores, variando de 2% em Singapura a 25% no Haiti, Congo e Honduras (IEA, 2017).

No lado da demanda, o setor que mais utiliza eletricidade é o industrial, destinando cerca de dois terços de seu consumo para o uso em motores. A simples mudança no funcionamento dos mesmos, fazendo com que os motores possam modular a velocidade de sua rotação de acordo com o uso, podem trazer um ganho de eficiência energética de 20% a 50% (ABB, 2015).

As questões de eficiência no setor elétrico e industrial são em boa parte de ordem estritamente técnica, sendo o ganho de eficiência energética atrelado a investimentos em pesquisa e desenvolvimento, o que já ocorre há anos nos países que apresentam alta intensidade energética, devido inicialmente, a preocupações financeiro-econômicas e, nos últimos anos, também por questões ambientais. Modelos utilizados para medir o impacto dos ganhos de eficiência energética global no uso, transmissão e distribuição de eletricidade indicam que, dado o avanço observado desde o ano 2000, evitou-se a produção de 578 GW (gigawatts) a mais no sistema, o que representou uma economia de 1,2 trilhão de dólares no período (IEA, 2016, p. 33). De 2006 a 2014, somente a China foi responsável por uma economia de cerca de 230 bilhões de dólares em produção de eletricidade, primordialmente, por carvão – e evitou a emissão de 1,2 GtCO<sub>2</sub>eq (IEA, 2016, p. 13).

Outro vetor importante na eficiência energética é a infraestrutura e logística, ambas relacionadas ao setor de transporte de cargas. O transporte de carga responde por cerca de 7% das emissões globais de GEE. Apesar de ter tido uma melhora de cerca de 10% na intensidade energética (IEA, 2016, p. 23), o setor mostrou aumento absoluto da sua participação nas emissões ao longo das últimas décadas por uma série de motivos, entre eles o alongamento e aprofundamento das cadeias logísticas, o uso mais intensivo de rodovias no transporte terrestre, a liberalização do comércio mundial – o que aumentou a parcela do consumo doméstico de produtos importados ao redor do mundo – e o uso mais intensivo de transporte aéreo, para entregas rápidas internacionais. Sem políticas de mitigação de

emissões, este cenário só tende a piorar, já que todos esses fatores tendem a levar a um aumento ainda maior de emissões de GEE (ITF, 2015a).

Estudos indicam que, mesmo em fases de transporte nas quais os ganhos de eficiência são complexos, há possibilidades inexploradas. O caso mais representativo talvez seja o do chamado *last mile distribution*, fase de logística de secular dificuldade de otimização, dada a atomização e baixo ganho de escala possível. Mesmo em uma fase tão crítica, há estudos indicando a possibilidade de ganhos de eficiência, seja por meio de uso de técnicas de geolocalização (KELLNER, 2016) ou da racionalização das entregas e da frota – como na divisão das entregas em lotes menores que podem ser realizadas por veículos motorizados de pequeno porte ou mesmo veículos não motorizados (DE OLIVEIRA et al., 2017). Além disso, há a possibilidade do aumento da eficiência dos veículos em si. Um exemplo é o uso de dispositivos de reaproveitamento de energia, como é o caso do KERS (*Kinetic Energy Recovery Systems*), sistema que recupera a energia dissipada nas frenagens e desacelerações e a direciona de volta ao sistema automotivo. Tal sistema pode trazer um ganho de eficiência energética de até 20% (BORETTI, 2010; MATHEWS, 2013).

Ao contrário da questão logística, existem possibilidades de ganho de eficiência mais próximas às atividades de um cidadão mediano, como no trânsito de veículos de transporte individual, o qual além de gerar uma grande perda de bem-estar diretamente, devido a inutilização de horas de todos os cidadãos envolvidos, ainda gera um grande passivo ao meio ambiente, através das emissões de GEE. Ao criar uma série de sugestões de políticas, a serem tomadas para combater as ineficiências do modelo de transporte urbano, o *International Transport Forum* (ITF, ligado à OCDE) criou a tríade “Evitar, Mudar, Melhorar” (“*Avoid, Shift, Improve*” no original em inglês) (ITF, 2015b). As medidas envolvidas em “Melhorar” estão conectadas a melhorias de técnicas de eficiência em motores e em reduzir emissões a partir do uso de combustíveis menos poluentes. No que tange a “Evitar”, têm-se políticas criadas para que os cidadãos possam evitar o uso de veículos motorizados individuais, como é o caso do crescimento do teletrabalho e a criação de áreas de zoneamento urbano onde estejam acessíveis moradias, locais de trabalho, comércio e áreas de lazer. As políticas de “Mudar” são direcionadas ao desestímulo do uso do carro, para o uso do transporte público e de meios não motorizados. São compreendidas nessa seção medidas como adoção de sistemas de informações em tempo real sobre as condições do transporte público, introdução de sistemas

de BRT (*Bus Rapid Transit*) e VLT (Veículo Leve sobre Trilhos), subsídio a veículos não motorizados – como bicicletas elétricas –, implantação de ciclovias e ciclofaixas, redução de vagas de estacionamento, redução de velocidade das vias e cobrança de pedágio para a circulação em áreas especialmente congestionadas.

Apesar de normalmente eficazes no curto prazo, as políticas do módulo “Mudar” adotadas atualmente não têm conseguido frear o crescimento do uso de veículos individuais. Em países desenvolvidos tem-se conseguido evitar o crescimento da frota e dos deslocamentos diários; porém, nos países em desenvolvimento, mesmo cidades que implementaram políticas de mobilidade urbana nos últimos anos, têm sofrido com aumento de tráfego e piora na qualidade de vida.

Existe, entretanto, uma revolução acontecendo no presente momento neste contexto: o uso da tecnologia para o compartilhamento de veículos, casando oferta e demanda por transporte em tempo real. Estão incluídas soluções que criam um sistema de transporte de passageiros com motorista, de caronas pagas e de aluguel de carro *peer-to-peer*. Enquanto um veículo individual mediano é utilizado por 4% do seu tempo de vida útil, sendo ocupado por uma média de 1,2 passageiro, os carros compartilhados são utilizados por 54% do tempo de sua vida útil e são ocupados por 2,3 passageiros (ITF, 2015b, p. 9). A partir do uso das plataformas digitais, calcula-se ser possível a retirada de 95% dos veículos atualmente em circulação, além de uma redução de 18% dos quilômetros totais percorridos diariamente, o que geraria um impacto de até 30% nas emissões de CO<sub>2</sub> (ITF, 2015b).

Outra possibilidade para o transporte é o uso de combustíveis menos poluentes, como os biocombustíveis. Porém, o impacto nas emissões na sua adoção depende da forma na qual esse combustível será produzido, distribuído e utilizado. A demanda por matéria prima para a produção de biocombustível pode, em alguns casos, gerar escassez de biomassa utilizada para geração de energia, ocasionando um cenário de potencial elevação de emissões (SCHMIDT; GASS; SCHMID, 2011). Questões semelhantes são levantadas em relação ao carro elétrico pois como suas baterias precisam ser carregadas através da rede elétrica, é importante que a geração da eletricidade seja o mais limpa possível.

Um caso emblemático de sucesso nessa direção é a Noruega, onde em 2017 metade dos carros vendidos no seu mercado interno eram elétricos ou híbridos – que utilizam um motor elétrico conjuntamente a um a combustão. Tendo sido aprovado pelo governo

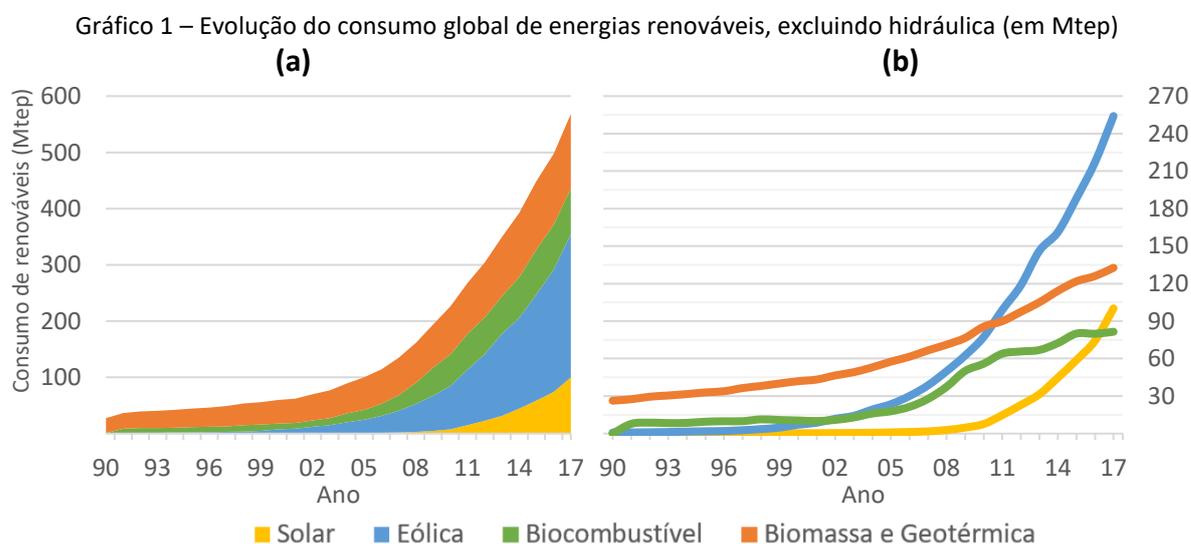
norueguês um plano de ação para que, até 2025, todos os carros vendidos no país não emitam mais GEE. Essa forte migração vem ocorrendo mediante substanciais incentivos financeiros e não financeiros, como a isenção de impostos de importação e de parte do imposto sobre a venda, isenção em pedágios, estacionamentos e estações elétricas de recarga, além da permissão do uso de corredores de ônibus ao dirigir tais veículos. Com uma população de somente 5,35 milhões de habitantes, o país é o terceiro maior mercado de carros elétricos e híbridos do mundo (JONES, 2018). O que torna o caso da Noruega exemplar, porém, é a soma deste cenário com o fato da matriz elétrica do país ser composta de 96% de fonte hidráulica, tendo se mantido neste patamar nas últimas décadas (NORWEGIAN MINISTRY OF CLIMATE AND ENVIRONMENT, 2018). Estes dois fatores mostram que está se formando na Noruega uma frota de automóveis de zero emissão, já que tanto a produção da energia quanto seu uso estão isentos de emissões.

A possibilidade de substituição de combustíveis não diz respeito somente a veículos, pois pode ocorrer também nos sistemas industriais. Esta substituição já vem acontecendo em ritmo acelerado em países com infraestrutura de geração de energia consolidada, onde unidades geradoras antigas que usam combustíveis altamente poluentes – como, por exemplo o carvão – são adaptadas para utilizar fontes mais limpas – como o gás natural –, ou mesmo são substituídas por novas unidades já adequadas a tais fontes. Como exemplo cita-se o linhito – um tipo de carvão muito utilizado na geração de energia e especialmente poluente – que emite cerca de 84% mais CO<sub>2</sub> do que o gás natural (EIA, 2018).

Ainda que a utilização de combustíveis fósseis menos poluentes seja interessante em alguns casos – particularmente na adequação de antigas unidades de geração de energia a base de carvão –, de uma forma geral esta medida não será suficientemente efetiva para reduzir as emissões globais de GEE a níveis que alcancem os cenários menos danosos ao sistema climático (HÖÖK; TANG, 2013). Este fato está diretamente ligado às informações contidas no relatório do IPCC, que indica a necessidade de não apenas reduzir as emissões de carbono, mas sim de atingir um nível negativo de emissões líquidas ao final do Século XXI. Dessa forma, a principal solução para a questão das emissões no setor de energia é a migração para o uso de fontes renováveis.

## 2.2.1 Energias renováveis

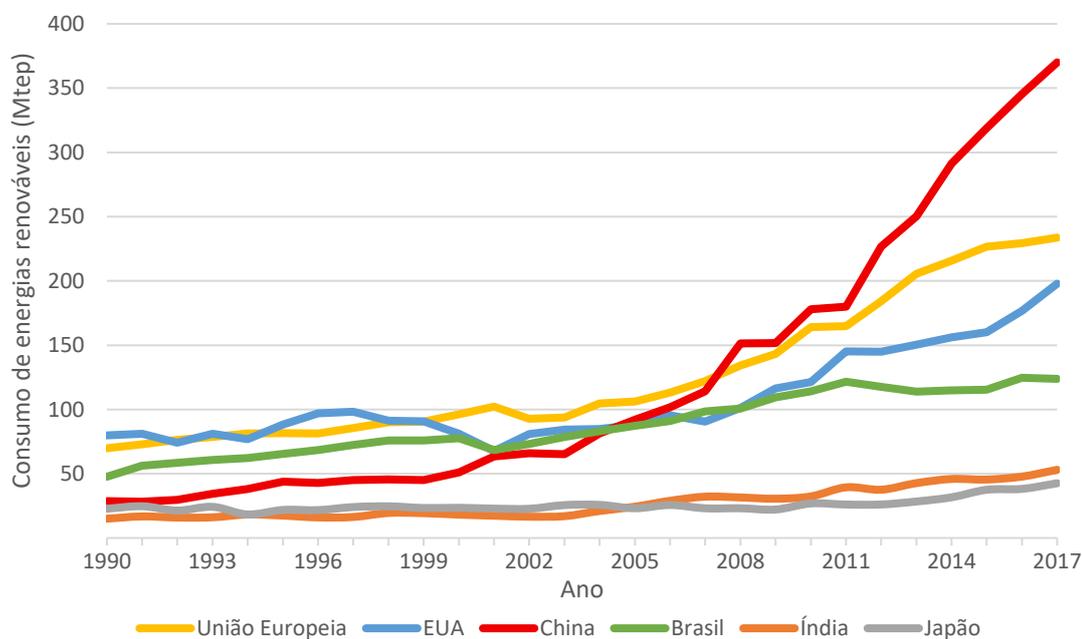
O consumo mundial de energia a partir de fontes renováveis vem tendo um crescimento muito forte nas últimas décadas. De 1990 a 2017 houve um crescimento de 188% – de 516 para 1.487 Mtep (milhões de toneladas equivalentes em petróleo) – no consumo de energias renováveis no mundo. Neste total estão incluídas as fontes hidráulicas, solares, eólicas, de biocombustíveis, de biomassas e geotérmicas. Como a energia hidráulica é utilizada há muito tempo e com grande relevância em algumas regiões, além de possuir uma infraestrutura consolidada há várias décadas, mascarando o crescimento intenso das demais fontes nas últimas décadas. Como pode ser visto no Gráfico 1(a), houve um crescimento expressivo das fontes renováveis não hidráulicas no período de 1990 a 2017, apresentando uma variação de 1.985% – de 27 para 568 Mtep (BP, 2018). Quando os mesmos dados são observados com ênfase na evolução individual de cada fonte – como mostrado no Gráfico 1(b) – fica nítida as diferenças de trajetória. Analisando as fontes não hidráulicas, enquanto as fontes da biomassa e geotérmica tem um crescimento mais gradual, a solar e a eólica apresentaram uma evolução exponencial. A eólica passou de praticamente inexistente por volta de 1998 para ser a segunda fonte renovável mais representativa em meados 2010. A evolução da energia eólica de 1990 a 2017 foi de 30.809% – representando um aumento anual médio de 24%. A evolução da energia solar é semelhante, seu crescimento de 2006 (quando passou a ser representativa globalmente) a 2017 foi de 7.507% - o que representa uma evolução anual média de 90%.



Fonte: Dados de BP (2018); Elaborado pelo autor

O desenvolvimento global, porém, mascara questões importante no desenvolvimento do panorama internacional das energias renováveis. É interessante notar as trajetórias de consumo de energia renováveis individuais de alguns países específicos. Para isso foram selecionados – como mostrado no Gráfico 2 – dados de Brasil, China, Estados Unidos, Índia, Japão e União Europeia no período de 1990 a 2017. Os Estados Unidos e a União Europeia apresentam um baixo crescimento do consumo de energias renováveis, o que pode ser consequência do consolidado sistema hidráulico existente em ambos e que expandiu pouco ao longo dos anos. Ainda observando o Gráfico 2 nota-se que o Brasil tem uma participação elevada no consumo global desde o início dos dados analisados, decorrente do longo histórico de uma matriz elétrica focada nas fontes hidráulicas e na participação do etanol e da biomassa na matriz energética. A China mostra um grande salto no consumo no período analisado. Partindo de um patamar baixo em relação aos demais, o país realizou investimentos maciços na implantação de energias renováveis – principalmente hidrelétricas – e alcançou hoje o posto de país com o maior consumo mundial atrelado ao seu forte crescimento econômico.

Gráfico 2 - Evolução do consumo global de energias renováveis em países selecionados (em Mtep)



Fonte: Dados de BP (2018); Elaborado pelo autor

A Tabela 1 apresenta o consumo a partir de fonte hidráulica, no período de 1965 a 2017 para a União Europeia e Estados Unidos. Pode-se observar que a União Europeia teve

um consumo anual médio de 69 Mtep, o consumo mínimo anual foi de 49 Mtep, o máximo de 85 Mtep e o desvio padrão<sup>1</sup> de 9,6 Mtep. O mesmo se deu nos Estados Unidos, onde o consumo de energia de fonte hidráulica teve média, mínimo, máximo e desvio padrão de 62, 45, 80 e 7,8 Mtep, respectivamente. O comportamento das fontes renováveis não hidráulicas, no mesmo período, é muito diferente. Na União Europeia, com valores médios de 28 Mtep, mínimo de 1 Mtep, máximo de 166 Mtep e desvio padrão de 45 Mtep, o consumo proveniente da fonte hidráulica apresentou um crescimento contínuo desde 1965. Esta realidade coadunada com o fato de que as fontes renováveis não hidráulicas representavam menos de 10% do total do consumo das fontes renováveis até 1995, tendo este valor crescido para cerca de 70% em 2017, mostra um forte avanço das fontes renováveis não hidráulicas concomitante a uma relativa estagnação da fonte hidráulica. O mesmo pode ser observado nos Estados Unidos, onde as renováveis não hidráulicas apresentaram valores médios de 26 Mtep, mínimo de 3 Mtep, máximo de 131 Mtep e desvio padrão de 32 Mtep, apresentando um crescimento contínuo. A participação das não hidráulicas eram de menos de 20% em 1997 e em 2017 foram de cerca de 69% (BP, 2018).

Tabela 1 – Consumo de energias renováveis por fontes na União Europeia e Estados Unidos de 1965 a 2017 (em Mtep)

	Média anual	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão
<b>Hidráulica União Europeia</b>	69	49	85	9,6
<b>Não hidráulica União Europeia</b>	28	1	166	45
<b>Hidráulica Estados Unidos</b>	62	45	80	7,8
<b>Não hidráulica Estados Unidos</b>	26	3	131	32

Fonte: Dados de BP (2018); Elaborado pelo autor

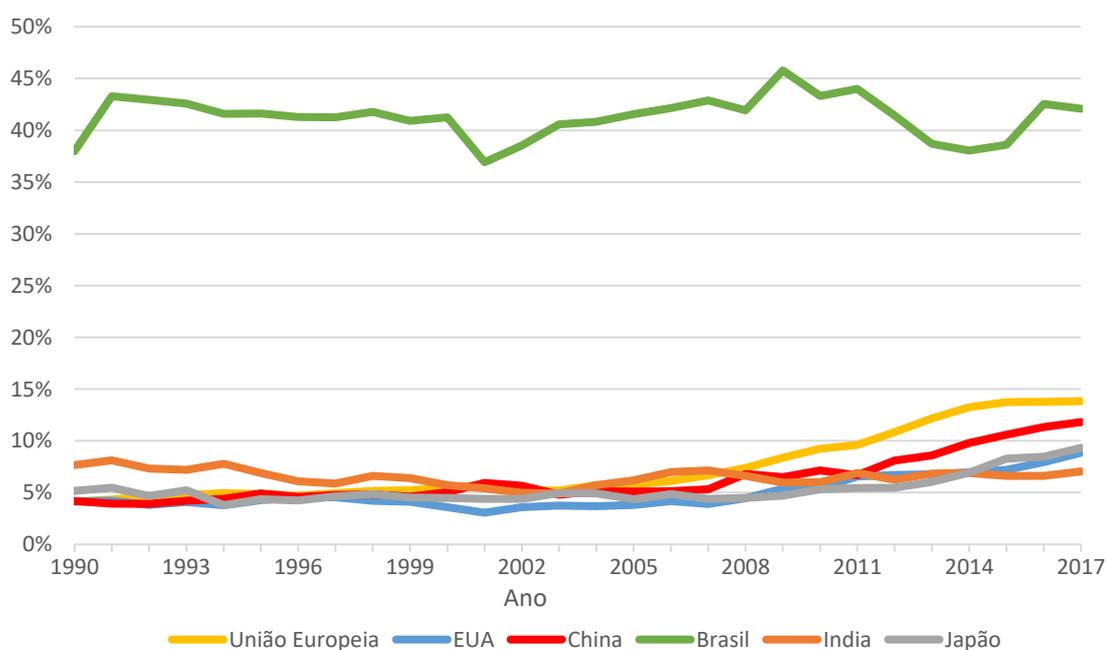
Apesar do rápido avanço no consumo de energia renovável na China e do constante avanço na União Europeia e Estados Unidos, este crescimento não foi muito acima do observado nos indicadores de consumo total de energia em si. Como pode ser notado no Gráfico 3, a participação das energias renováveis no consumo total de energia para os países da União Europeia, Estados Unidos, China, Brasil, Índia e Japão, a despeito de ter mostrado

<sup>1</sup> Desvio padrão é uma medida de dispersão de um conjunto de dados. Quanto maior o seu valor, maior a dispersão dos dados na amostra, sendo assim os dados menos homogêneos.

um crescimento, não foi tão expressivo quanto os valores absolutos de consumo mostrados no Gráfico 2. China, Estados Unidos e União Europeia tinham cerca de 4% de participação de renováveis em 1990 e passaram a ter cerca de 12%, 9% e 14% em 2017, respectivamente. O fato da União Europeia e Estados Unidos terem um crescimento constante do consumo desde 1990 e terem em 2017 patamares semelhantes ao da China – que teve um crescimento muito forte no mesmo período –, é um indicativo de que os países desenvolvidos, por já terem uma base instalada consolidada, tem uma trajetória possível de crescimento menos acelerada. Enquanto países como a China, que estão tendo um crescimento de consumo de energia muito relevante nos últimos anos – dado o seu desenvolvimento econômico e social –, possuem espaço para o desenvolvimento acelerado de fontes renováveis.

Afora dos pontos observados sobre o avanço dos outros países, o que mais chama atenção no Gráfico 3 é a participação da energia renovável na matriz energética brasileira, historicamente muito acima dos outros países selecionados. O crescimento menor do consumo de renováveis em relação aos demais não impediu o país de manter a participação de renováveis relativamente estável nos últimos anos, a qual variou de 37% a 46% ao longo do período (BP, 2018).

Gráfico 3 – Participação do consumo de energia renovável na matriz energética de países selecionados



Fonte: Dados de BP (2018); Elaborado pelo autor

É importante salientar que os três maiores consumidores de energia renovável no planeta são também os três maiores emissores de GEE. Em 2016 os maiores emissores – excluindo-se emissões do setor de mudança do uso de terra – eram China (29%), Estados Unidos (14%), União Europeia (10%) – sendo os maiores emissores dentro do bloco europeu, na ordem, Alemanha, Reino Unido, Itália e França –, Índia (7%), Rússia (5%) e Japão (3,5%). O Brasil foi o décimo segundo maior emissor, representando 1,3% do montante total (JANSSENS-MAENHOUT et al., 2017).

### **2.3 Acordos internacionais e o contexto brasileiro**

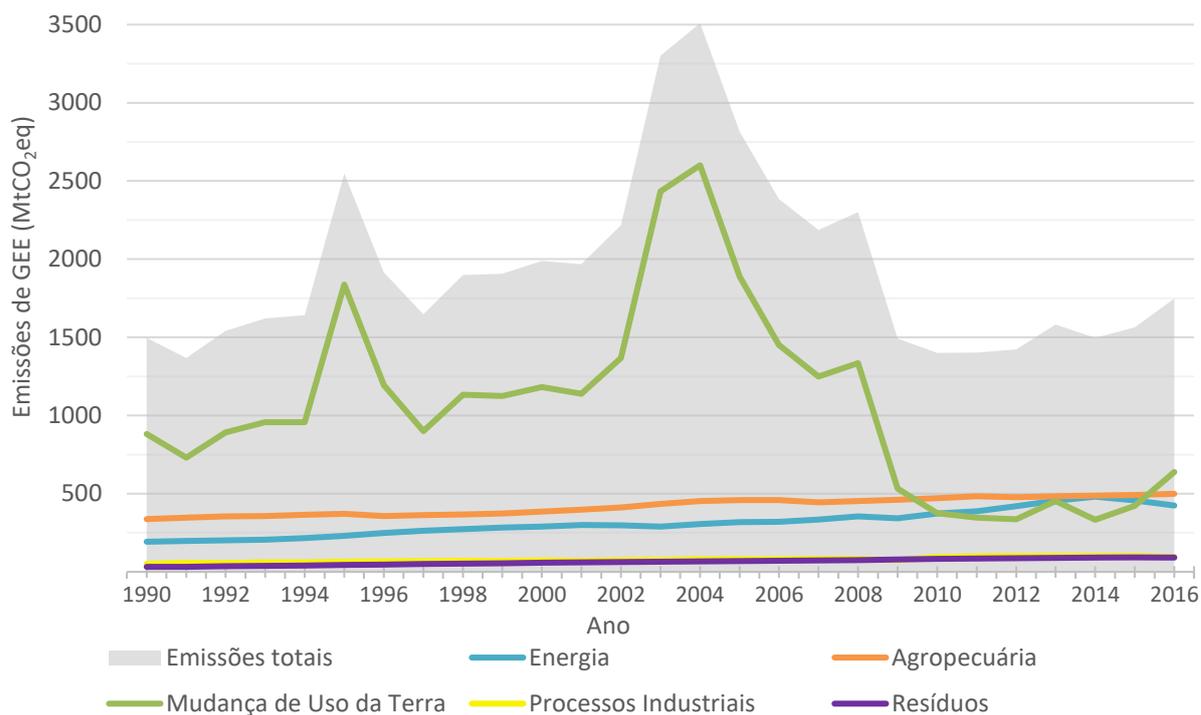
O quadro de emissões elevadas, a necessidade da evolução ainda mais rápida das energias renováveis e o desenvolvimento de pesquisas que mostraram a necessidade de combate ao aquecimento global fizeram com que discussões internacionais fossem iniciadas sobre o que seria possível fazer para conter o avanço nas emissões de GEE. No início da década de 1990 conversas a fim de endereçar o assunto em um nível multilateral global foram colocadas na pauta de fóruns internacionais e, em 1992, foi ratificado por todos os estados membros das Nações Unidas um tratado chamado *United Nations Framework Convention on Climate Change* (UNFCCC) que, pela primeira vez, oficializava a intenção do combate às emissões de gases do efeito estufa (UNITED NATIONS, 1992). Em 1997 foi assinado o Protocolo de Kyoto, o primeiro documento a estipular limites de emissão de poluentes aos Estados signatários que, entretanto, perdeu força ao não ser ratificado pelos Estados Unidos – maior emissor de carbono na época. Ao longo dos anos seguintes, várias Conferências das Partes (COP) ocorreram nas quais ajustamentos e extensões foram realizados ao protocolo original. O último grande acordo foi firmado em 2015 na Conferência das Partes em Paris, onde foi assinado o que ficou conhecido como Acordo de Paris. Este acordo, baseado nos relatórios do IPCC, reviu as projeções necessárias de redução de emissões de GEE e divulgou novas metas individuais para os países – as quais foram autodeterminadas mediante documentos chamados de *Intended Nationally Determined Contributions* (iNDC) e que foram, posteriormente, ratificadas e transformadas em *Nationally Determined Contributions* (NDC). Em um relatório lançado posteriormente ao envio e ratificação dos documentos, o Programa

das Nações Unidas para o Meio Ambiente (PNUMA) afirma que se forem cumpridas todas as metas estipuladas nas NDC dos países signatários, é esperado que a temperatura global tenha uma elevação entre 2,9 e 3,4 °C até 2100 (UNEP, 2017, p. 18). Este aumento de temperatura é compatível com o limite inferior do cenário de maior impacto (RCP8.5) do relatório do IPCC (IPCC, 2014, p. 60).

No caso brasileiro as metas determinadas diferem substancialmente em relação aos demais países, devido a suas características singulares de emissões. Enquanto as emissões globais estão em torno de 70% no setor energético, o Brasil possuía em 2016 cerca de 24,2% das suas emissões líquidas relacionadas a este setor. A agropecuária (28,6%) e mudanças no uso de terra (36,5%) foram responsáveis por cerca de 65% das emissões líquidas brasileiras, em oposição aos cerca de 24% globais. O restante das emissões líquidas do Brasil estão divididas em tratamento de resíduos (5,3%) e processos industriais (5,5%) (SEEG, 2018a).

Historicamente o maior responsável pelas emissões brasileiras é a mudança do uso de terra (MUT). Como a média histórica de emissões deste setor ocasionadas pelo desmatamento é de 94% (SEEG, 2018b), pode-se afirmar que o maior vetor de emissões do país é o desmatamento. No Gráfico 4 é possível constatar visualmente que as emissões líquidas totais possuem uma alta correlação com as emissões líquidas de MUT. Com a queda do desmatamento a partir dos anos 2000, esta forte correlação acaba se diluindo, levando o Brasil ao estado atual, onde há um certo equilíbrio entre as emissões líquidas decorrentes dos setores de MUT, energia e agropecuária. Como boa parte do desmatamento é ocasionado pela agropecuária, a participação total deste setor nas emissões líquidas é de cerca 76%. A segregação do setor de MUT se justifica, pois, a mitigação das emissões desse setor é muito diferente das demais emissões ocasionadas pela agropecuária.

Com a MUT segregada, a agropecuária possui dois grandes vetores de emissões: fermentação entérica (65%) – processo digestivo de herbívoros, que libera metano – e manejo de solos agrícolas (27%). Como ambos são inerentes às atividades aos quais estão relacionados, a mitigação das emissões pode-se dar somente a partir de avanços nas técnicas produtivas, o que envolve projetos custosos e de médio e longo prazos (SEEG, 2018c).

Gráfico 4 – Emissões Líquidas de GEE nos setores econômicos brasileiros (em MtCO<sub>2</sub>eq)

Fonte: Dados de SEEG (2018a); Elaborado pelo autor

Portanto, a despeito do desmatamento ser um problema historicamente ligado a setores econômicos com grande poder político que possuem forte *lobby* no cenário nacional, este é o caminho mais curto para a mitigação de emissões no Brasil. É por esse motivo que nas metas assumidas no Acordo de Paris, o Brasil planeja uma considerável redução até 2030 nas emissões líquidas de GEE provenientes de MUT. Tal redução, porém, é criticada por especialistas, pois tem como uma de suas premissas básicas a busca pelo desmatamento ilegal zero na Amazônia até 2030, o que deveria ser realidade atualmente e não um objetivo de médio ou longo prazos. Como a área de mata já aberta no território brasileiro é suficiente para a demanda agropecuária, a meta para 2030 deveria ser o desmatamento zero, independentemente se legal ou ilegal (SEEG, 2018b, p. 30). Nos demais setores planeja-se uma elevação ou estabilização das emissões. Porém, como a queda no setor de MUT mais que compensará os demais, ocorrerá uma redução das emissões totais líquidas, como pode ser observado na Tabela 2. Enquanto é esperado um nível negativo de emissões líquidas do setor de MUT e uma estabilidade dos setores de agropecuária, processos industriais e de tratamento de resíduos, no setor de energia projeta-se para 2030 uma elevação das emissões

de cerca de 107% em relação às observadas em 2005 – representando um crescimento médio anual de 3%.

Tabela 2 – Metas de redução de emissões de GEE estipulados pelo Brasil no Acordo de Paris (em MtCO<sub>2</sub>eq)

Setor		2005	2025	2030
Energia		332	598	688
Agropecuária		484	470	489
Mudança de uso de terra	Emissão	1398	392	143
	Remoção	211	274	274
	Líquido	1187	118	-131
Processos industriais		98	99	99
Tratamento de resíduos		61	63	63
<b>Total</b>		<b>2134</b>	<b>1345</b>	<b>1208</b>
Redução em relação a 2005		–	37%	43%

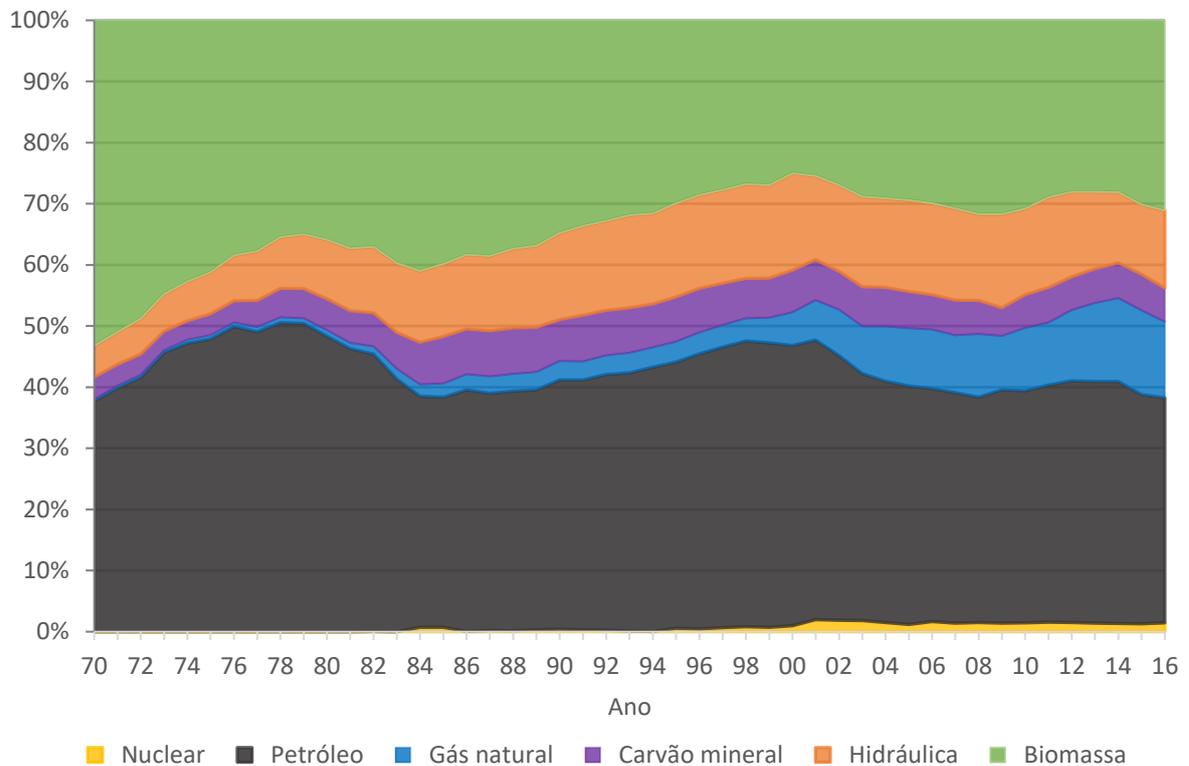
Fonte: SEEG (2018a, p. 42)

Nas previsões realizadas pelo governo brasileiro e utilizadas na estipulação das metas contidas na INDC brasileira, espera-se um crescimento da demanda doméstica por energia de 217.936 Mtep em 2005 para 410.240 Mtep em 2025 e que deve chegar a 481.972 Mtep em 2030. Estes valores representam um crescimento acumulado de 121% entre 2005 e 2030 e um crescimento médio anual de 3,2% (EPE, 2016).

Comparando a expectativa de evolução da demanda por energia com o compromisso firmado em relação às emissões do setor, percebe-se que há uma trajetória de crescimento semelhante em ambos – crescimento anual de 3,2% e 3%, respectivamente. Este fato deixa claro que o aumento da oferta de energia se dará de tal forma que manterá, razoavelmente, estáveis as participações dos combustíveis fósseis e das energias renováveis na matriz energética brasileira. Como é mostrado no Gráfico 5, desde 1970 a participação das energias renováveis tem ficado entre 39% e 58%, com uma média de 43% nos últimos dez anos em que há dados disponíveis (2007 a 2016) (EPE, 2017, p. 38). O compromisso brasileiro no Acordo de Paris é de ter em 2030 uma participação de fontes renováveis na matriz energética de 45%, explicitando assim o fato de que o compromisso nesse setor é o de acompanhar o crescimento

da demanda, realizando investimentos a fim de manter a matriz semelhante a atual (BRASIL, 2015).

Gráfico 5 – Participação das fontes na matriz energética brasileira



Fonte: Dados de EPE (2017); Elaborado pelo autor

Uma particularidade importante do Brasil, quando comparado à média mundial, é que suas emissões no setor energético são em grande parte oriundas do petróleo, enquanto as emissões globais estão mais bem distribuídas entre os três principais combustíveis fósseis. No ano de 2015, no setor energético brasileiro, o petróleo foi responsável por 68% das emissões, o gás natural por 17% e o carvão mineral por 15%. No mesmo ano, estas participações no mundo foram de 35%, 20% e 45%, respectivamente. A alta representatividade do petróleo nas emissões brasileiras está relacionada ao fato da geração elétrica do país ser fortemente baseada em fontes hidráulicas, enquanto no mundo a fonte mais utilizada é o carvão mineral. Por este motivo, a eletricidade tem menor participação nas emissões de GEE no Brasil do que no mundo – respectivamente 42% e 20%, em 2015. O espaço deixado pela produção de eletricidade é ocupado no país pelo setor de transportes, responsável em 2015 por 44% das emissões brasileiras e por 24% das mundiais. Em 2016 os transportes foram responsáveis, no

Brasil, por 69% das emissões de GEE decorrentes do uso de petróleo e derivados no setor de energia, emitindo 204 de um total de 296 MtCO<sub>2</sub>eq (SEEG, 2018d).

O desafio brasileiro na mitigação de emissões de carbono é ímpar no mundo, devido a composição de sua matriz energética e aos seus principais vetores de emissões, o que impõe soluções também ímpares. Por isso é fundamental analisar a literatura acerca do tema e observar como se dão as relações entre as variáveis relevantes. Como o consumo de energia tem relação com o crescimento econômico e com as emissões de carbono, é relevante uma análise mais profunda sobre o que são tais variáveis e suas interrelações. É necessária assim a realização de uma revisão bibliográfica sobre o tema, a qual será feita a seguir.

### 3. O nexos renováveis-emissões-crescimento

A relação entre crescimento econômico e poluição é discutida no meio acadêmico há bastante tempo. Como exemplos temos Gifford Jr. (1973), Carter (1974) e Forster (1972), que já escreviam sobre isso nos anos 1970. Estes trabalhos pioneiros se baseavam principalmente em um ferramental microeconômico e analisaram primordialmente questões ligadas a externalidades. Os dados sobre poluição na época eram escassos e a discussão sobre o clima ainda não era tão relevante no cenário mundial, o que por um lado dificultava o acesso a dados confiáveis e por outro minimizava a relevância de estudos sobre esse tema.

Os estudos sobre as relações existentes entre crescimento econômico e energias renováveis são mais recentes, contudo vêm de longa data as pesquisas que relacionam crescimento econômico e consumo de energia – sem distinção entre renováveis e não renováveis –, como pode-se observar nos trabalhos de Carter (1974), de Janosi e Grayson (1972) e de Gilland (1988). Como os dados de energia são mais antigos e completos que os de poluição, as análises neles feitas puderam ser realizadas de forma mais profunda. Carter (1974), por exemplo, utiliza modelos de insumo-produto para prever a demanda de energia americana para os quinze anos subsequentes. Já De Janosi e Grayson (1972) utilizam tanto análises *cross-section* quanto de séries temporais para observar as relações entre as variáveis estudadas em estruturas econômicas diferentes, utilizando dados de diversos países como base.

Nas últimas décadas, tornou-se cada vez mais comum o estudo sobre as relações existentes entre as três variáveis abordadas neste trabalho. Assim, é interessante realizar uma análise de tais trabalhos, trazendo mais detalhes sobre cada uma destas relações, explicitando as metodologias utilizadas e o cerne das conclusões obtidas, observando as implicações para o estudo do tema.

#### 3.1 Crescimento econômico e poluição

Analisando a relação entre crescimento econômico e poluição é possível inferir uma relação de causalidade (onde o crescimento causaria a poluição) entre essas duas variáveis.

Afinal, um país para crescer economicamente precisa – por definição – aumentar sua produção – muitas vezes industrial –, utilizando mais insumos produtivos e gerando mais produtos. Tanto o uso mais intenso de insumos, quanto a maior quantidade de bens de consumo no mercado parecem indicar que haverá um aumento na poluição. Isto é o que observa-se em inúmeros relatos factuais, desde a Inglaterra pós revolução industrial (HANLON, 2016) até a China nos dias atuais (CHAN; YAO, 2008). No entanto, é necessária uma análise mais ampla dos dados para verificar se existe uma correlação positiva entre as variáveis e uma relação de causalidade entre crescimento e poluição ou se a percepção normalmente tida é na verdade enganosa.

Durante muitos anos a relação positiva entre crescimento econômico e poluição foi aceita, como explicitado no clássico livro *The limits to growth*<sup>1</sup> (MEADOWS et al., 1972), no qual foi defendido que o crescimento econômico deveria ser limitado, já que este inevitavelmente levaria ao aumento da degradação ambiental. Porém, no início dos anos 1990, surge uma nova hipótese quanto a relação de tais variáveis, a qual passa a se chamar de Curva de Kuznets Ambiental (CKA). Os artigos seminais deste conceito foram publicados por Grossman (1991), Shafik e Bandyopadhyay (1992) e Panayotou (1993) e apresentam uma série de dados que demonstram que a relação entre crescimento e poluição não é dada de forma positiva, mas sim a partir de uma curva com o formato de “U invertido”, que passou a ser chamada de CKA.

O nome dado a curva vem do conceito originalmente idealizado por Simon Kuznets em seu artigo intitulado *Economic growth and income inequality* (1955), no qual é apresentada a relação entre renda per capita e desigualdade de renda a partir do conceito da Curva de Kuznets, que possui formato de “U invertido”. O formato da curva indicaria que um aumento da renda primeiramente elevaria a desigualdade, mas, a partir de certo ponto, a mesma passaria a cair. A hipótese levantada por Kuznets para explicar tal fenômeno seria a de que o desenvolvimento no primeiro momento empregaria uma pequena parte da população em funções de alta produtividade, elevando assim sua renda, ocasionado um aumento na desigualdade. Com a continuidade do crescimento, seriam criados novos empregos de alta

---

<sup>1</sup> O livro *The limits to growth* foi lançado em 1972 como um relatório do Clube de Roma, uma Organização Não Governamental internacional formada em 1968 para discutir questões sociais latentes, como pobreza, criminalidade e degradação ambiental. O relatório consistia na apresentação e análise de resultados obtidos a partir de um modelo de simulação que mostrava um inevitável colapso ambiental caso mantivessem-se as condições *business-as-usual* por tempo indefinido.

produtividade nas cidades que atrairiam trabalhadores de áreas rurais pouco produtivas. Isso geraria um aumento de renda dos mais pobres o que, ao longo do tempo, fecharia o *gap* da desigualdade.

O conceito por trás da CKA utiliza a mesma lógica, porém a relação se dá entre renda e poluição. Os estudos indicam que, assim como a curva original, há um aumento inicial da poluição até que em algum ponto da elevação da renda haverá um *turning point* que levará à queda da degradação ambiental. A hipótese trazida pelos pesquisadores, exposta na Figura 2, é que no primeiro estágio a economia estará saindo de um estado primário e se industrializando, o que leva a uma elevação na poluição denominado de efeito escala. A partir de um certo ponto, a estrutura econômica já predominantemente industrializada passa a se focar em um desenvolvimento voltado a indústrias intensivas em informação e serviços, o que é chamado de efeito composição. Este fato, aliado a avanços técnicos na produção, tornando-a menos poluente, – o que é chamado de efeito técnico – e as crescentes preocupações climáticas por parte da população, além da mudança inerente em seu padrão de consumo, levará a uma queda paulatina da degradação ambiental.

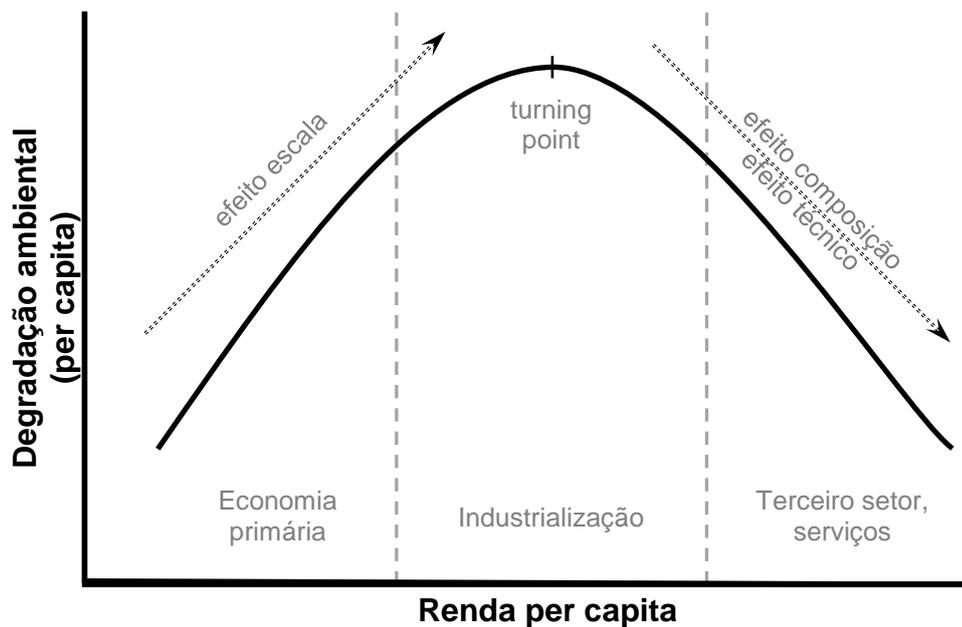


Figura 2 – Curva de Kuznets Ambiental em formato de “U invertido”

Fonte: Adaptado de Kaiza e Kervas (2013)

É interessante notar que tanto a Curva de Kuznets quanto a CKA trazem uma hipótese acalentadora aos *policymakers* e à população como um todo, já que resumidamente a prescrição para combater tanto a desigualdade quanto a poluição é crescer. Ambas questões se solucionariam naturalmente com o crescimento econômico.

As hipóteses da CKA já foram testadas por pesquisadores repetidas vezes, com sucesso em muitos casos. Por exemplo, em Li, Wang e Zhao (2016) a hipótese da CKA é testada a partir da análise de dados de 28 províncias da China, com dados de PIB per capita em relação a emissões de dióxido de carbono, de efluentes e de resíduos sólidos. A partir do uso de modelos dinâmicos com dados em painel chegou-se à conclusão de que os resultados são aderentes à hipótese da CKA. Em outra pesquisa, dessa vez utilizando os dados de PIB per capita, emissões de efluentes, de resíduos sólidos, de dióxido de enxofre e de fuligem da província de Shandong entre os anos de 1981 e 2008, chegou-se ao resultado de que a curva “U invertida” é observada para a emissão de dióxido de enxofre e de fuligem, mas não na emissão de resíduos sólidos e de efluentes (XUEMEI; MINGLIANG; SU, 2011). No estudo de Hu, Hernandez-Del-Valle e Martinez-Garcia (2017) são aplicadas técnicas de análise de quebra estrutural e testes baseados em dados de poluição das águas, de emissões de material particulado fino, de resíduos industriais e do PIB per capita na China entre 1994 e 2014, encontrando evidências que validam a hipótese de CKA para as três variáveis de poluição em relação ao PIB. Já no artigo publicado por Halkos (2003), ao testar a hipótese de CKA em dados de PIB per capita e emissões de enxofre em 73 países no período de 1960 a 1990 foram encontrados resultados diferentes utilizando metodologias distintas.

Há também uma série de estudos que apresentam um comportamento diferente da relação entre crescimento econômico e degradação ambiental. O artigo de Allard et al. (2018) utiliza a técnica de regressão quantílica para dados em painel com dados de emissão de dióxido de carbono e PIB per capita de 74 países – 17 deles com renda média-baixa; 20 com renda média-alta; 37 com renda alta, utilizando classificação realizada pelo Banco Mundial – no período de 1994 a 2012. Na análise dos resultados, os autores concluem que há uma relação em forma de “N” para a maioria das amostras e não de “U invertido”, como seria de se esperar em uma CKA padrão. Porém, é notado que para o grupo de países de renda média-alta o mesmo padrão não é observado. Em outro estudo, Carvalho e Almeida (2010) utilizam dados de emissões de dióxido de carbono, renda per capita e seu termo ao quadrado para 187

países no ano de 2004. É encontrada uma relação que comprova as hipóteses da CKA, porém ao ser adicionado ao modelo um termo cúbico da renda a relação passa a mostrar um formato de “N”. Em um estudo utilizando dados de emissão de dióxido de carbono de 15 países latino americanos no período de 1980 a 2000, Poudel, Paudel e Bhattarai (2009), utilizaram um modelo de dados em painel semi-paramétricos. Os autores encontram resultados que mostram uma relação entre as variáveis no formato de “N”, porém com certas variações de acordo com a remoção de alguns países da amostra. Resultado semelhante é encontrado em Lorente e Álvarez-Herranz (2016), o qual utiliza dados de emissões de GEE e PIB per capita dos anos de 1990 a 2012.

Em Ozokcu e Ozdemir (2017) é realizada uma análise a partir de dois modelos utilizando-se técnicas de dados em painel. O primeiro usa dados de emissões de dióxido de carbono e de renda per capita e um segundo adiciona a variável de demanda per capita por energia, todos compreendendo o período de 1980 a 2010. O primeiro modelo utiliza dados de 26 países da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico) com alto nível de renda; o segundo analisa 52 países emergentes. Ambos modelos mostram como resposta uma curva no formato de “N” e de “N” invertido quando são incluídos termos cúbicos da renda per capita. Esse resultado em forma de “N” invertido também é observado no trabalho de Kang, Zhao e Yang (2016), o qual utiliza dados de emissões de dióxido de carbono na China no período de 1997 a 2012, utilizando-se de um modelo de dados em painel espacial.

Como pode-se observar, muitos estudos indicam a ocorrência de um fenômeno que muitas vezes é chamado de Curva de Kuznets Ambiental em “N”, que se caracteriza por um movimento de crescimento seguido por outro de queda, assim como a CKA original, porém com uma segunda fase de crescimento. Dessa forma, há dois *turning points* na curva, um onde a relação passa a ser negativa e a degradação ambiental cai com o crescimento econômico e outro em que a relação se inverte mais uma vez e a curva retorna a sua fase positiva.

Como é mostrado na Figura 3 as duas primeiras fases do processo ocorrem similarmente como nas hipóteses da CKA, porém, como mostra Lorente e Álvarez-Herranz (2016) o efeito técnico presente na segunda fase começa a perder força quando ocorre a obsolescência das tecnologias produtivas, o que acaba por elevar a relevância relativa do efeito escala na degradação ambiental. O segundo *turning point* ocorre exatamente quando o efeito da obsolescência tecnológica passa a ser maior que os efeitos técnico e de

composição. Dessa forma, como mostram os autores, a única forma de se evitar que a segunda fase de relação positiva ocorra é mantendo um ambiente de constante inovação tecnológica no processo produtivo e energético.

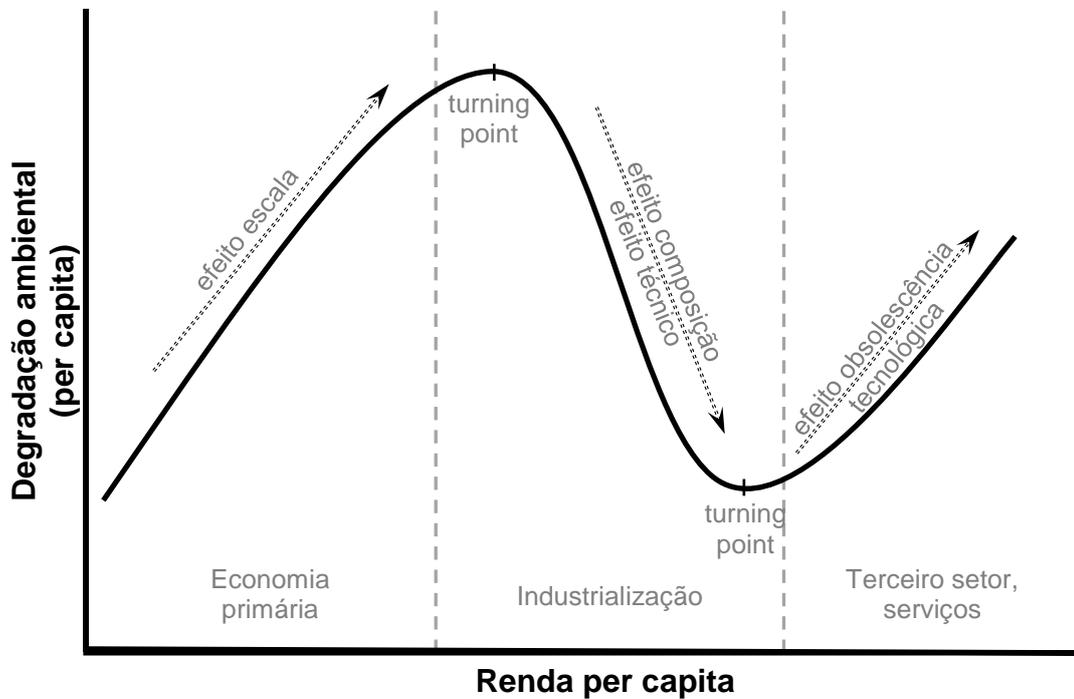


Figura 3 – Curva de Kuznets Ambiental em formato de “N”

Fonte: Adaptado de Lorente e Álvarez-Herranz (2016)

É interessante notar que a existência de relações no formato da CKA em “N” não é uma forma de negar totalmente as hipóteses sustentadas na teoria da CKA no formato original de “U” invertido, já que a mesma confirma que há de fato um período de crescimento da degradação ambiental concomitante ao crescimento da renda, seguido de um outro período em que essa relação passa a ser negativa. Além disso, a teoria por trás da CKA em “N” mostra que é possível manter essa relação negativa, desde que se mantenha um contínuo estímulo ao efeito técnico. Por outro lado, o formato “N” incorpora uma complexidade a mais ao modelo e, ao fazê-lo, inviabiliza o que há de mais essencial na CKA original, que é a ideia de que a única ação necessária para reduzir a degradação ambiental é exatamente não se importar com a mesma e ter crescimento econômico – ou como cita Beckerman (1992), ao defender as hipóteses da CKA, *“the best – and probably the only – way to attain a decent*

*environment in most countries is to become rich*". O formato "N" nega esse caráter automático e inexorável do formato "U invertido".

Em Stern (2004) é realizado uma averiguação até então dos resultados de vários estudos que mostravam a existência da relação de CKA no formato de "U invertido". Como conclusão, o autor diz que os resultados dos estudos analisados não são robustos o suficiente para afirmar que a relação de fato existe. O autor defende que pode ser observada a aderência da hipótese da CKA em casos específicos, mas que esses resultados não podem ser extrapolados. Já em Stern (2015), ao realizar a análise de uma quantidade ainda maior de pesquisas, a conclusão é ainda mais enfática, já que é encontrada uma série de problemas na metodologia dos artigos publicados: viés de omissão de variáveis relevantes, cointegração de variáveis, ocorrência de regressões espúrias e a não observância de efeitos no tempo. É apontado também que os modelos incorporam poucas variáveis e que há outras que ajudariam no estudo da relação entre as variáveis estudadas.

As críticas, porém, não são só de Stern, Kaika e Zervas (2013) ao realizarem uma análise de uma série de estudos sobre a CKA. Os trabalhos analisados chegam a conclusões semelhante, apontando que os resultados encontrados na literatura são, no melhor dos casos, inconclusivos. São apontadas alguns pressupostos que são utilizados nos estudos que levam a conclusões equivocadas como, por exemplo, o fato de que ao realizar o cálculo do *turning point* das curvas de CKA internacionais a partir de médias das amostras globais, está se deixando implícito que a renda mundial é normalmente distribuída, quando na verdade sabe-se que a mesma é positivamente assimétrica. Outra questão importante é que não são levadas em conta que existem poluentes diversos, os quais possuem implicações diferentes para os diferentes agentes. O argumento central levantado pelos autores é o de que existem poluentes que influenciam o sistema climático numa escala global e que possuem efeitos danosos no longo prazo – por exemplo o dióxido de carbono –, e outros tem efeito localmente e causam danos imediatamente – como os coliformes fecais. As diferenças dos impactos desses poluentes e as diferenças dos seus custos de mitigação não são levadas em considerações nos modelos, o que os torna enviesados.

A relação entre crescimento economia e poluição não é banal. A teoria por trás dos estudos traz muitos pressupostos implícitos que são alvo de crítica de alguns pesquisadores. O mesmo vale para a metodologia utilizada na validação das hipóteses. Ao analisar a literatura,

chega-se à conclusão que a existência de uma CKA em “U invertido” que explicaria a relação entre as variáveis de uma forma geral é pouco provável, apesar de ser verificada em estudos de casos pontuais. Porém, o seu raciocínio primordial está presente na CKA em “N”, a qual parece estar presente em casos mais gerais, principalmente em estudos mais recentes.

### **3.2 Consumo de energia renovável e crescimento econômico**

Apesar deste trabalho analisar especificamente o consumo de energia renovável, é importante primeiro realizar uma revisão da literatura que trata da relação entre crescimento econômico e consumo de energia como um todo, já que essa bibliografia é mais consolidada. Posteriormente, será apontada as pesquisas que têm como objeto as energias renováveis especificamente.

A partir de um raciocínio a priori, sem observar os dados, é difícil determinar qual a causalidade inerente às variáveis. Por um lado, o crescimento econômico implica normalmente em uma produção maior, o qual eleva a demanda por energia, assim levando à conclusão de que um crescimento do produto induziria um crescimento na demanda por energia. Por outro lado, com o crescimento econômico dos países há uma tendência de ocorrer um aumento na representatividade do setor de serviços no produto total (EICHENGREEN; GUPTAY, 2013), o qual tende a ser menos poluente. Além disso, o crescimento econômico pode fomentar o desenvolvimento de tecnologias poupadoras de energia, o que reduziria o crescimento da demanda por energia. Dessa forma, é difícil determinar *a priori* uma hipótese a ser testada.

O estudo da relação entre consumo de energia e crescimento econômico vem sendo realizado há décadas. No artigo seminal de Kraft e Kraft (1978) é utilizado um teste de causalidade de Granger a fim de examinar a hipótese da existência de uma relação de causalidade entre consumo de energia e produto nacional bruto (PNB) nos Estados Unidos. O resultado do modelo indica a existência de uma relação causal unidirecional, onde o produto

Granger causa<sup>1</sup> o consumo de energia. Até os dias de hoje, inúmeros estudos sobre o assunto se sucederam, utilizando diversas metodologias, parâmetros, países e períodos.

Em boa parte dos estudos sobre este tema realizados hoje em dia há a construção de quatro possibilidades para a direção das relações causais entre crescimento econômico e demanda por energia, são elas:

1. Causalidade unidirecional do crescimento econômico para o consumo de energia: chamada de “hipótese de conservação”, implica que podem ser realizadas políticas de conservação de energia sem ter impacto sobre o produto;
2. Causalidade unidirecional do consumo de energia para o crescimento econômico: chamada de “hipótese de crescimento”, implica que o consumo de energia exerce significativos efeitos diretos e indiretos sobre o crescimento econômico, sendo um complemento aos demais fatores de produção. Dessa forma, políticas de redução de uso de energia teriam impactos negativos no crescimento econômico e, ao contrário, políticas que incentivem o uso de energia exerceriam efeitos positivos;
3. Causalidade bidirecional: chamada de “hipótese de feedback”, implica que há uma relação de causa e efeito entre as variáveis;
4. Inexistência de causalidade: chamada de “hipótese de neutralidade”, implica o descolamento entre as variáveis (OZTURK, 2010)<sup>2</sup>.

Em Omri (2014) é realizada uma análise de uma série de artigos que testaram algumas relações de causalidade, os quais utilizaram dados de diferentes países, de períodos variados e empregaram diferentes metodologias. Foram selecionados 48 artigos que testaram possíveis relações causais entre consumo de energia e crescimento econômico, dos quais 29% indicaram a prevalência da hipótese de crescimento, 27% a hipótese de feedback, 23% a

---

<sup>1</sup> O teste de Granger foi criado como uma forma de determinar a existência de causalidade entre variáveis de um modelo, visto que a simples análise de correlação não é suficiente, já que ocorrência de correlação não significa existência de causalidade. O teste de Granger consiste em realizar estimações de regressões, a fim de determinar se é possível explicar o comportamento de uma variável a partir do comportamento passado de outra. Caso uma variável seja capaz de prever – de forma estatisticamente significativa - o comportamento futuro de outra, dizemos que a primeira “Granger causa” a segunda. O termo utilizado é “Granger causar” e não simplesmente “causar”, porque o fato do teste estatístico mostrar essa relação de causalidade não significa, necessariamente, que ela existe, já que pode-se estar diante de uma relação espúria. Por isso, antes de um minucioso trabalho teórico que embase o resultado do teste de Granger, não é possível afirmar que uma variável “causa” outra e sim que ela “Granger causa”.

<sup>2</sup> Para uma análise mais detalhada das hipóteses, ver Squalli (2007)

hipótese de conservação e 21% a hipótese de neutralidade. Além disso, foram analisados 33 artigos que testaram relações de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico, dos quais 40% indicaram a prevalência da hipótese de crescimento, 33% a hipótese de feedback e 27% a hipótese de conservação. Em outro estudo semelhante (PAYNE, 2010), o qual analisa artigos que testaram a causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico, foram encontrados 31% de artigos que suportam a hipótese de neutralidade, 28% a hipótese de conservação, 23% a hipótese de crescimento e 18% a hipótese de feedback.

Os resultados conflitantes também são mostrados em Ozturk (2010), onde são compilados uma série de artigos que testam diversas relações de causalidades. Foram selecionados 38 artigos que testam, para diferentes países, possíveis relações entre consumo de energia e crescimento econômico. Os resultados são de que 29% dos artigos sustentam a hipótese de conservação, 26% a hipótese de neutralidade, 26% a hipótese de crescimento e 19% a hipótese de feedback. O artigo mostra também que estudos que analisam um mesmo país podem mostrar resultados muito diversos. No agregado os trabalhos analisados contemplam dados de sete países, sendo que para os dados dos Estados Unidos, Turquia e Índia há pelo menos um artigo que sustente cada uma das quatro hipóteses. Já para os dados de Taiwan, Malásia, Coréia do Sul e Japão, há pelo menos um artigo que sustente três das quatro hipóteses. No mesmo artigo também é realizada uma compilação de artigos que analisaram conjuntos de países. Os resultados são semelhantes aos artigos citados anteriormente, que utilizaram dados de países individuais.

Ainda em Ozturk (2010), são analisados 25 artigos que utilizaram dados de países individuais a fim de testar relações de causalidade entre consumo de eletricidade e crescimento econômico, dos quais 48% suportam a hipótese de crescimento, 24% a hipótese de feedback e 28% a hipótese de conservação. Dessa forma, 72% dos artigos analisados indicam a existência de alguma relação causal na direção consumo de eletricidade-crescimento econômico. Porém, quando são selecionados artigos que testam a mesma relação causal em dados de conjuntos de países os resultados contraditórios voltam a aparecer.

Em Tiba e Omri (2017), o artigo mais recente e abrangente a realizar uma revisão sistemática sobre o tema, analisa 180 artigos – desses, 100 utilizam dados de países individuais

e 80 de países agrupados – que testam relações de causalidade entre consumo de energia ou eletricidade e crescimento econômico. A conclusão dos pesquisadores é de que os resultados dos artigos, quando agregados, se mostram “*mixed, paradoxical and not conclusive*” (TIBA; OMRI, 2017, p. 1134).

Estes resultados tão diversos e contraditórios entre si evidenciados nos artigos que realizam uma revisão sistemática sobre o tema provavelmente derivam do uso de diferentes conjuntos de dados, metodologias econométricas e características individuais dos países. A relação de causalidade tende a ser diferente entre os países por diferenças na disponibilidade de recursos naturais, diferenças em políticas energéticas, diferenças de arranjos institucionais e políticos, diferenças culturais, diferenças históricas no desenvolvimento político e econômico, etc. (CHEN; KUO; CHEN, 2007). Além disso, ao se explorar dados de países em desenvolvimento, pode ocorrer enviesamento dos resultados, já que parte desses países possui um vasto mercado informal, o que impede que os dados oficiais de renda e produto sejam mensurados corretamente, e os dados de consumo e produção de energia nem sempre são confiáveis (KARANFIL, 2008). Dessa forma, além de certificar-se de que os dados utilizados são de fato representativos da realidade dos países a serem pesquisados, Ozturk (2010) indica que devem ser testados diversos modelos, como modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (*ARDL bounds tests*), modelos de cointegração, análises em painel e modelos multivariados incluindo novas variáveis – como formação bruta de capital fixo, força de trabalho, emissões de GEE, poluição, taxa de câmbio, taxa de juros, etc.

Ao analisar as relações de causalidade entre consumo de energia renovável e crescimento econômico o cenário de resultados heterogêneos não parece mudar muito. Em Omri (2014), por exemplo, são analisados cinco artigos que testam as relações de causalidade para os Estados Unidos em períodos variados, sendo que dois dos artigos suportam a hipótese de neutralidade, dois a hipótese de conservação e um a hipótese de crescimento.

Em Aslan e Ocal (2013) são realizados testes de causalidade, utilizando modelos ARDL, para dados da Turquia no período de 1990 a 2010. Os testes identificam a existência de relações compatíveis com a hipótese de conservação. Apesar dessa hipótese não aparecer frequentemente em testes de causalidade, alguns estudos que trabalham com análise de determinantes do crescimento econômico chegam à conclusão de que há um efeito positivo do consumo de energia renovável sobre o mesmo. Sadorsky (2009a) analisa dados de PIB e

consumo de energia renovável para os países do G7 – grupo composto por Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão e Reino Unido – no período de 1980 a 2005. Empregando o método de mínimos quadrados ordinários modificado (*FMOLS*) e de mínimos quadrados ordinários dinâmico (*DOLS*), chegou-se à conclusão de que um aumento de 1% no PIB leva a um acréscimo no consumo de energia renovável de 8,4% e 7,2% - utilizando-se o modelo *FMOLS* e o *DOLS*, respectivamente. Já em Sadorsky (2009b) o mesmo método foi utilizado na análise de dados de 18 países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, no período de 1994 a 2003. Nesse caso foi estimado que um aumento de 1% no PIB leva a um crescimento no consumo de energia de 3,4% – em ambos os modelos. Utilizando dados mensais dos Estados Unidos do período de 2001 a 2005, Edwing, Sari e Soytas (2008) utilizam um modelo *ARDL* a fim de analisar os determinantes do consumo de uma série de fontes de energia: carvão, gás natural, lenha, combustíveis fósseis, hidráulica, solar e eólica. É observado que o PIB é um determinante de longo prazo dos combustíveis fósseis, da fonte hidráulica, solar e eólica. Apesar desses últimos trabalhos mencionados não terem analisado as causalidades em si, a relação estudada é semelhante a afirmada a partir da hipótese de conservação.

Analisando dados brasileiros do PIB real de 1980 a 2010, Pao e Fu (2013) realizam um teste de relações de causalidade no setor de energia desagregado. As variáveis analisadas são: consumo de energia renovável não hidráulica (*CERNH*), consumo total de energia renovável (*CTER*), consumo de energia não renovável (*CENR*), consumo total de energia primária (*CTE*), além dos fatores de produção capital e trabalho – utilizando como proxy a formação bruta de capital fixo (*FBCF*) e força de trabalho, respectivamente. Neste trabalho, os autores utilizaram testes de cointegração e um modelo vetor de correção de erros (*VEC*). Foi observado uma relação de longo prazo entre todas as variáveis, além da relação de causalidade de *CERNH* para PIB real, implicando assim na aceitação da hipótese de crescimento. Além disso, foram constatados impactos de *CERNH* e *CTER* no PIB real no longo prazo. A hipótese de crescimento para o consumo de energia renovável também é observada em Fu, Li, Pao (2014), onde é realizada a análise, a partir de um modelo *VEC* aplicado em dados em painel, para os países pertencentes ao MIST (México, Indonésia, Coréia do Sul e Turquia), no período de 1990 a 2010. Em outro estudo que utiliza dados desagregados do setor de energia, Bowden e Payne (2009) analisam as relações causais entre consumo de energia renovável e não renovável – ambos divididos por setor econômico – e PIB real nos Estados Unidos utilizando dados de 1949

a 2006. A partir de testes de causalidade de Toda-Yamamoto não são detectadas relações de causalidade entre consumo do setor industrial e comercial de energia renovável, já em relação ao setor residencial são encontradas relações que suportam a hipótese de crescimento.

Em Fang (2011) é feita uma regressão usando o método dos mínimos quadrados ordinários (*OLS*) da relação entre consumo de energia renovável e PIB real per capita na China no período de 1978 a 2008. A partir de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, a qual inclui capital (FBCF), trabalho (força de trabalho), progresso técnico (investimento per capita em pesquisa e desenvolvimento) e consumo de energia renovável, foi estimado que um aumento de 1% no consumo de energia renovável leva a um ganho de 0,16% no PIB. Em análise semelhante para o caso alemão, Rafindadi e Ozturk (2017) utilizaram dados trimestrais de 1971 a 2013 em um função de produção do tipo Cobb-Douglas que engloba capital (FBCF), trabalho (força de trabalho) e consumo de energia renovável. A partir de um modelo ARDL foi estimado que um aumento de 1% no consumo de energia renovável leva a um avanço de 0,22% no PIB per capita. Já em Bhattacharya, et al. (2016) uma análise semelhante é realizada em dados dos 38 países com maior consumo de energias renováveis no período de 1991 a 2012, utilizando-se de modelos VEC aplicados em dados em painel. Foram estimados efeitos positivos em 22 países, negativos em 5 e nenhum efeito em 11. Essas diferenças já eram esperadas pelos pesquisadores, dada as diferenças de estrutura produtiva, na matriz energética e nas políticas públicas dos países estudados.

A hipótese de crescimento é suportada em Payne (2011), o qual analisa causalidade a partir do teste proposto por Toda-Yamamoto, usando dados anuais dos Estados Unidos de energia de biomassa e PIB real para o período de 1949 a 2007. Utilizando o mesmo método e dados semelhantes, mas agora analisando a relação causal entre o setor de energia renovável agregada, a hipótese suportada é a de neutralidade. Outro estudo que indica para a hipótese de neutralidade é o de Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2017), o qual analisa dados de 108 países no período de 1971 a 2011, utilizando modelo vetor autorregressivo em dados em painel.

Em Shahbaz, Zeshan e Afza (2012) é estudada a relação causal entre consumo de energia renovável, energia não renovável e crescimento econômico utilizando dados do Paquistão para os anos de 1972 a 2011. Para tal é utilizada uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, a qual inclui consumo per capita de energia renovável, consumo per capita de

energia não renovável, capital (FBCF per capita) e trabalho (força de trabalho). Ao utilizarem modelos ARDL e VEC, é indicado que há uma cointegração de longo prazo das variáveis e que há uma relação de causalidade compatível com a hipótese de *feedback*. A mesma hipótese é suportada em Shahbaz, et al. (2016), que utiliza modelo de dados em painel para analisar dados trimestrais dos países pertencentes ao BRICS (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul) no período de 1991 a 2015, para estudar a causalidade entre consumo de energia de biomassa e crescimento do PIB real per capita. O modelo incorporou FBCF e abertura comercial, e os resultados indicam causalidade bidirecional.

Aslan, Ozturk e Tugcu (2012), com o propósito de testar as relações de causalidade para diferentes especificações de modelo, realizam um estudo com dados dos países do G7 para o período de 1980 a 2009. Foram utilizadas duas especificações distintas: uma função de produção do tipo Cobb-Douglas chamada de “clássica”, a qual inclui consumo de energia renovável, consumo de energia não renovável, trabalho (força de trabalho), capital (FBCF) e PIB real per capita e outra função de produção chamada de “expandida”, também na forma Cobb-Douglas e composta de todas as variáveis presentes na anterior além de desenvolvimento técnico (número de pedidos de patente) e capital humano (número de pessoas matriculadas em escolas de ensino superior). Foram utilizados modelos ARDL e teste de causalidade de Hatemi-J. Na especificação clássica foram identificadas causalidades bidirecionais para todos os países e fontes de energia, indicando aceitação da hipótese de feedback. No caso da especificação expandida, em relação a energia renovável foi encontrada presença da hipótese de neutralidade para França, Itália, Canadá e Estados Unidos, da hipótese de feedback para Inglaterra e Japão e da hipótese de conservação para Alemanha.

Da revisão bibliográfica constata-se que o estudo das relações de causalidade entre consumo de energia renovável e crescimento econômico são muito mais recentes que os que testam causalidade em relação ao consumo de energia como um todo. Como os trabalhos focados na energia renovável passaram a ter proeminência somente em meados do início do século, a quantidade de artigos a serem analisados é relativamente pequena. Por esse motivo a realização de uma análise sistemática dos trabalhos que analisam esse tema tem utilidade limitada. Apesar disso, é possível observar que há uma diferença importante nos trabalhos que estudam energias renováveis que é a alta participação de aceitação das hipóteses da existência de alguma causalidade. Enquanto no caso da causalidade com o setor de energia

como um todo a presença da hipótese de neutralidade é significativa, quando o setor é desagregado essa presença diminui. Isso provavelmente está ligado às diferentes características de produção e de consumo inerentes aos diversos setores energéticos. Quando são estudados os setores divididos somente em fontes renováveis e não renováveis ou ainda mais desagregados – como em fontes eólica, hidráulica, solar, carvão, gás natural, etc. –, observa-se que cada uma dessas fontes possui encadeamentos muito diversos nos outros setores econômicos, tanto a jusante, quanto a montante nas cadeias produtivas. Dessa forma, pode ser interessante utilizar modelos que explorem os dados de forma mais desagregada possível.

### **3.3 Consumo de energia renovável e emissões de GEE**

Como apresentado anteriormente nesse trabalho, o maior vetor mundial de poluição é o uso de energia. Esse fato aliado ao de que o rápido crescimento econômico de países emergentes – como a China e a Índia – tem exercido forte pressão sobre a demanda por energia, além de ter ocasionado o crescimento das emissões de GEE, leva a crer que haja uma correlação entre o consumo de energia e emissões. As relações de causalidade, porém, podem ser confusas de se prever a priori, já que o aumento do consumo de energia deve causar um aumento de emissões de GEE no curto prazo, porém no médio e longo prazo a relação pode ser na direção oposta – sendo que a relação pode se tornar inclusive inversa. Isso pode ocorrer em razão de uma reação social à degradação ambiental decorrente das emissões, levando a uma busca por maior eficiência energética e uma conseqüente queda na demanda por energia. Dessa forma, há argumentos para sustentar a priori tanto uma relação unidirecional – em quaisquer dos dois sentidos – quanto bidirecional. Quando a mesma relação é analisada para o caso das energias renováveis a lógica parece ser semelhante, porém agora a relação deve se dar de forma inversa. Primeiro um aumento na energia renovável deve ter efeito negativo nas emissões, se esta fonte crescer mais que proporcionalmente em relação às não-renováveis – ou seja, se a participação das renováveis aumentar na matriz energética. Se o crescimento das renováveis for proporcional ao crescimento das não-renováveis a relação de causalidade deve ser inexistente, já que tanto a participação das renováveis, quanto as

emissões tendem a ficar estáveis. A relação de causalidade no sentido emissões-renováveis também pode existir, devido a reação ao aumento da degradação ambiental decorrente da poluição. Como a relação entre as variáveis parece ser, a priori, inversa ou não existir no sentido renováveis-emissões e ser direta no sentido emissões-renováveis, parece improvável que exista uma bidirecionalidade. É necessário, então, realizar uma análise dos dados e verificar as hipóteses levantadas a priori.

Em Acaravcia e Ozturk (2010) foram estudadas as relações existentes entre emissões de carbono, consumo de energia e crescimento econômico. Para isso foram utilizados modelos ARDL, utilizando dados de emissões de dióxido de carbono per capita, consumo de energia per capita e PIB per capita, para 19 países europeus de 1960 a 2005. Foram encontradas elasticidades positivas estatisticamente significativas das emissões de carbono em relação ao consumo de energia para cinco países, indicando que um aumento no consumo de energia impacta positivamente nas emissões. Os pesquisadores não analisaram, porém, as relações de causalidades existentes entre as variáveis. Em Wang et al. (2016) são utilizados testes de causalidade de Granger em dados semelhantes – porém dessa vez para a China, no período de 1990 a 2012 –, tendo sido encontrados indícios de uma causalidade unidirecional de consumo de energia para emissões de carbono. O mesmo resultado de causalidade é encontrado em Menyah e Wolde-Rufael (2010) – que utiliza dados da África do Sul, de 1965 a 2006 – e em Chen (2016) – este valendo-se de dados de 188 países de 1993 a 2010, tendo encontrado a relação causal tanto no quadro global, quanto nos agrupamentos dos países desenvolvidos e dos em desenvolvimento.

Alguns trabalhos, porém, trazem resultados inesperados, como é o caso dos apresentados em Bekhet, Matar e Yasmin (2017), o qual analisa a relação causal entre emissões de carbono, desenvolvimento financeiro, crescimento econômico e consumo de energia nos países que compõem o Conselho de Cooperação do Golfo (CCG) – Omã, Emirados Árabes Unidos, Arábia Saudita, Qatar, Bahrein e Kuwait –, nos anos de 1980 a 2011. Foram utilizados para as variáveis analisadas dados de emissões de dióxido de carbono per capita, PIB real per capita, consumo de energia e participação de crédito privado no PIB, como proxy para desenvolvimento financeiro. Ao empregar modelos ARDL, chegou-se ao resultado de que há uma causalidade de longo prazo unidirecional de emissões de carbono para consumo de

energia em três dos seis países analisados, enquanto no caso do Kuwait e Omã é verificado uma causalidade bidirecional.

Salim e Rafiq (2012) realiza um teste dos determinantes do consumo de energia renovável. Para isso são utilizados dados do período de 1980 a 2006 de seis países emergentes: Brasil, China, Índia, Indonésia, Filipinas e Turquia. Usando modelos FMOLS e DOLS para testar as variáveis PIB real, emissões de carbono e preço real do petróleo como potenciais determinantes, chegou-se à conclusão de que, no longo prazo, PIB e emissões são determinantes para Brasil, China, Índia e Indonésia. Já para Filipinas e Turquia somente o PIB determina o consumo de renováveis. Ademais, utilizando-se teste de causalidade de Granger foram encontradas relações bidirecionais de curto prazo entre consumo de energias renováveis e emissões de carbono. Em trabalho com metodologia semelhante, Sadorsky (2009a) – utilizando-se de dados de países do G7, no período de 1980 a 2005 – encontra resultados que indicam que a emissão de carbono é um determinante de longo prazo importante no consumo de energias renováveis, mostrando uma elasticidade de 5,2%.

Em Apergis et al. (2010), que estuda a relação entre emissões de carbono, consumo de energia nuclear, consumo de energias renováveis e crescimento econômico em um grupo de 19 países selecionados de 1984 a 2007 são utilizados modelos VEC em dados em painel e testes de causalidade de Granger. Os resultados dos modelos mostram que há indícios de que existe uma causalidade unidirecional – com uma relação inversa – entre energia nuclear e emissões de carbono, sendo que o mesmo não ocorre no caso das renováveis. Em Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2017) é encontrado um resultado semelhante em relação a causalidade entre energia renovável e emissões. Utilizando-se de dados de consumo de energia – divididos em diversas fontes – e de emissões de dióxido de carbono para 108 países no período de 1971 a 2011 e aplicando-se modelos VAR para dados em painel e testes de causalidade de Granger, chegou-se a resultados que indicam a inexistência de causalidade entre consumo de energias não renováveis e emissões de carbono. Além disso, foi detectada a existência de causalidade unidirecional de emissões para consumo de energia como um todo, para consumo de eletricidade e consumo de petróleo nos países de alta renda. Assim como causalidade unidirecional de consumo de energia, de consumo de eletricidade e de consumo de petróleo para emissões em países de renda média-baixa e média-alta.

A quantidade de trabalhos que analisam as relações entre consumo de energia e emissões de carbono não é tão expressiva quanto as outras estudadas nesse trabalho. Porém, da revisão bibliográfica apresentada aqui pode-se ter uma ideia de algumas relações que podem ser esperadas. Esse parece ser o caso da relação direta entre demanda por energia e emissões de GEE. Por outro lado, a relação das energias não renováveis com as emissões é dúbia, o que indica, provavelmente, a heterogeneidade entre os casos estudados e a pequena participação das energias renováveis na matriz energética mundial.

### **3.4 Consumo de energia renovável, emissões de GEE e crescimento econômico**

Apesar de ser interessante a análise da dinâmica das variáveis em pares, é preciso estudar o comportamento das variáveis conjuntamente a fim de determinar suas relações de cointegração e causalidade.

O artigo de Acaravcia e Ozturk (2010) realizou um estudo da relação causal entre emissões de carbono per capita, consumo de energia per capita e PIB real. Para isso foram utilizados modelos ARDL e testes de causalidade de Granger a partir dos dados de 19 países europeus de 1960 a 2005. Os resultados do teste de cointegração mostrou que há relações de longo prazo entre as variáveis para sete dos dezenove países. Os testes de causalidade mostraram a existência de causalidade unidirecional de consumo de energia e PIB para emissões de carbono em nove países, causalidade unidirecional de PIB para consumo de energia em dois países e causalidade bidirecional entre PIB e consumo de energia em somente um país. Em Ang (2007) foi realizada uma investigação semelhante, para dados da França de 1960 a 2000. Novamente, é detectada relação de longo prazo entre as variáveis e relações de causalidade unidirecional de PIB para consumo de energia e poluição e de causalidade unidirecional de consumo de energia para PIB.

Ao estudar a evolução do consumo de energia e poluição na Suécia, Kander e Lindmark (2004), realizam um trabalho que utiliza um período de tempo de 200 anos, de 1800 a 2000. Ao utilizar um período tão longo de dados, o trabalho se torna especialmente interessante já que é possível observar o comportamento das variáveis ao longo de várias conformações econômicas – tanto nacionais quanto internacionais – além de acompanhar diversas eras

tecnológicas. As conclusões da pesquisa são que poluição e consumo de energia tiveram um declínio ao longo do tempo, quando analisadas em relação ao PIB real, significando que a economia dos países ficou gradativamente menos intensiva, tanto em carbono, quanto em energia. Os dados mostram que até 1970 os valores das duas variáveis crescem, mas menos do que o PIB; porém, após este momento, o consumo de energia estabilizou e as emissões de carbono reduziram com o tempo. Os pesquisadores indicam que a estabilização do consumo energético pode ser explicada por ganhos de eficiência nos processos produtivos e no setor de energia – tanto na produção, quanto no uso por parte do consumidor final – e o declínio nas emissões de carbono foram causadas por preferências individuais que ocasionaram mudanças políticas em favor de regulações voltadas para a melhoria de qualidades climáticas.

Realizando uma extensa revisão bibliográfica a partir de 61 estudos realizados sobre o tema da causalidade entre consumo de energia, crescimento econômico e emissões de carbono, Tiba e Omri (2017) consolidam os seus resultados, procurando por padrões nas pesquisas. Foram analisados estudos que observaram tanto países específicos como agrupados, de períodos variados e que utilizaram metodologias diversas. Os resultados dos estudos apresentaram muitos conflitos tanto nas relações causais existentes, quanto em suas direções. Segundo os pesquisadores, tais discrepâncias podem ser ocasionadas pela escolha das variáveis, períodos de análise e as várias metodologias aplicadas. A fim de buscar uma maior homogeneidade dos resultados os autores do estudo sugerem a utilização de metodologias mais sofisticadas, de variáveis que tornem seus modelos mais robustos, inclusão de países de diferentes regiões a fim de neutralizar peculiaridades regionais e aumento do intervalo de tempo estudado (TIBA; OMRI, 2017).

Apesar da existência de conclusões conflitantes, vários estudos indicam que a degradação ambiental está ligada ao consumo de energia e que este consumo de energia contribui para o crescimento econômico. Como o crescimento econômico em si é um determinante importante da degradação ambiental, o consumo de energia acaba por afetar o meio ambiente diretamente e indiretamente. Para quebrar essas conexões é aconselhável o incentivo às energias renováveis e à energia nuclear, as quais exerceriam o papel de fomentador do crescimento econômico, porém sem causar o dano direto ao meio ambiente.

Foram analisadas até aqui as relações existentes entre o crescimento econômico, as emissões de poluentes e o consumo de energia. É importante, porém, para o objetivo desse

trabalho, a análise dessas relações tendo como variável o consumo de energia renovável. Nesse sentido, em Apergis e Payne (2014) são examinados os determinantes do consumo de energia renovável, para um painel de sete países da América Central – Belize, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicarágua e Panamá – no período de 1980 a 2010. Foram encontradas relações de cointegração de longo prazo com coeficientes positivos entre consumo de energia renovável per capita, PIB real per capita, emissões de carbono per capita, preços internacionais reais do carvão e preços internacionais reais do petróleo. Já em Tiwari (2011) são analisadas as dinâmicas existentes entre consumo de energia renovável, crescimento econômico e emissões de carbono. Para isso os autores ajustam um modelo VAR estrutural, utilizando dados de PIB real per capita, consumo de energia de fonte hidráulica (utilizado como proxy para o consumo de energia renovável) e emissões de carbono, para a Índia no período de 1965 a 2009. Os resultados encontrados foram de que um choque positivo no consumo de energia renovável leva a um aumento do PIB e a uma queda das emissões de carbono. Já um choque positivo no PIB possui impactos fortemente positivos nas emissões de carbono.

Analisando as relações causais entre emissões de carbono, consumo de energia renovável, consumo de energia nuclear e PIB real per capita, Apergis et al. (2010) utilizaram dados de 19 países desenvolvidos e em desenvolvimento no período de 1984 a 2007. Ao ajustar modelos de dados em painel concluiu-se que há evidências de que há uma relação de longo prazo entre emissões de carbono, consumo de energia nuclear, consumo de energia renovável e crescimento econômico. Em relação às relações causais, é encontrada uma relação bidirecional entre consumo de energia renovável e crescimento econômico. Além disso, é observado que enquanto consumo de energia nuclear tem um papel importante na redução das emissões de carbono, o mesmo não ocorre para as energias renováveis. Segundo os pesquisadores isso poderia ser ocasionado pelo fato de parte das energias renováveis possuírem geração intermitente, a qual ocasiona o uso de combustíveis fósseis em momentos de baixa oferta energética.

A fim de estimar um modelo empírico que explique o consumo de energia renovável para os países do G7, Sadorsky (2009a) utilizou um modelo FMOLS e DOLS, para os dados de PIB real per capita, preço internacional do petróleo e emissões de carbono per capita, no período de 1980 a 2005. Os resultados mostram que, no longo prazo, o crescimento

econômico e as emissões de carbono são determinantes do consumo de energia renovável. As estimativas de elasticidade de longo prazo obtidas foram de que um aumento de 1% no PIB leva a um aumento de 8,44% no consumo de energia renovável, enquanto um aumento de 1% nas emissões de carbono impacta em 5,23% no consumo de renováveis.

Em outro estudo que utilizou metodologia semelhante, Salim e Rafiq (2012) realizaram testes para averiguar quais os determinantes do consumo de energia renovável além de realizar análises de elasticidade e das relações causais. Os dados utilizados foram de PIB real, emissões de carbono e preço real do petróleo, para Brasil, China, Índia, Indonésia, Filipinas e Turquia no período de 1980 a 2006. Ao utilizarem modelos FMOLS e DOLS, além de teste de causalidade de Granger, foram encontradas evidências de que, no longo prazo, PIB e emissões de carbono são determinantes do consumo de energia renovável no Brasil, China, Índia e Indonésia. No caso de Filipinas e Turquia somente o PIB é determinante. Quando analisadas as elasticidades, foi encontrado que as energias renováveis são impactadas em 1,288% e 0,033% quando há um aumento de 1% no PIB e nas emissões de carbono, respectivamente. Além disso, foram encontradas relações de causalidade bidirecionais entre consumo de energias renováveis e PIB e entre consumo de renováveis e emissões de carbono, no caso do Brasil e da China. No caso da Filipinas e da Turquia foi encontrada uma relação causal unidirecional entre PIB e consumo de energias renováveis.

Assim como é o caso dos estudos que analisam consumo de energia como um todo, as pesquisas que analisam a relação renováveis-emissões-crescimento também não trazem resultados que indiquem uma conclusão consensual. Aqui cabe trazer, novamente, as recomendações contidas em Tiba e Omri (2017) de que, para trazer resultados mais robustos, seja interessante aumentar o escopo dos dados, tanto geograficamente, quanto temporalmente, assim como utilizar modelos mais sofisticados e que se utilizem de um maior número de variáveis.

Apesar de certa heterogeneidade nas conclusões, algumas linhas mestras são passíveis de identificação na literatura. A análise de cointegração de longo prazo existente entre crescimento, emissões e renováveis parece robusta, assim como uma relação de causalidade bidirecional entre emissões de carbono e consumo de renováveis, onde a maior emissão causa um aumento do consumo e um maior consumo causa uma menor emissão. Além disso, parece

haver uma relação causal entre PIB e consumo de renováveis, a direção dessa relação, porém, é incerta.

No próximo capítulo serão apresentadas as metodologias para a análise de cointegração e causalidade que será empregada neste trabalho, considerando dados do PIB real, emissões de carbono e consumo de energias renováveis, para período o Brasil, no período de 1970 a 2016.

## 4. Metodologia

A fim de investigar a existência de relações de causalidade entre as variáveis crescimento econômico, consumo de energia renovável e emissões de GEE, será estimado modelo de vetor autorregressivo (VAR). Para tanto, inicialmente é introduzido o conceito de estacionariedade de séries temporais, juntamente com a apresentação dos testes de raiz unitária. Posteriormente, é mostrado o conceito de cointegração, seguido da exposição do teste de cointegração de Johansen. Por fim, é reportada como são estimados os modelos de vetores autorregressivos (VAR).

### 4.1 Análise de estacionariedade

Uma das hipóteses fundamentais de análise de séries temporais refere-se à condição de estacionariedade do processo estocástico. Um processo estocástico é uma família  $Y = \{y_t, t \in T\}$ , tal que, para cada  $t \in T$ ,  $y_t$  é uma variável aleatória. Alternativamente, um processo estocástico pode ser interpretado como uma família de trajetórias ou realização do processo.

Dessa forma, pode-se definir uma série temporal como uma trajetória ou realização de um processo estocástico.

Um processo estocástico é caracterizado pelas distribuições conjuntas  $Y_t$ . Na prática, a análise é limitada a três parâmetros:

$$\text{a) Média:} \quad \mu(t) = E[y_t] \quad (1)$$

$$\text{b) Variância:} \quad \sigma_y^2 = Var[y_t] = E[y_t - \mu(t)]^2 \quad (2)$$

$$\text{c) Covariância:} \quad \eta(t, t - s) = Cov[y_t - y_{t-s}] \quad (3)$$

Um processo estocástico é estritamente estacionário se as distribuições conjuntas de  $y_t$  não são afetadas por translação no tempo. Apesar de ser um tanto quanto abstrata, essa condição significa que dada uma série de tempo, esta será estritamente estacionária se ao deslocar-se uma coleção de observações no tempo, tem-se as mesmas distribuições de probabilidade conjunta antes e depois do deslocamento temporal. Na prática é impossível

conhecer todas as distribuições conjuntas, o que restringe o conceito de processo estritamente estocástico (HOFFMANN, 2006).

Segundo Enders (2014, p. 52) uma série temporal fracamente estacionária pode ser definida como:

$$d) \quad \text{Média de } y_t \text{ constante:} \quad E(y_t) = \mu \quad (4)$$

$$e) \quad \text{Variância de } y_t \text{ constante:} \quad E[(y_t - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad (5)$$

$$f) \quad \text{Covariância:} \quad \eta(t, t - s) = E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] \quad (6)$$

Como é mostrado em Enders (2014), uma série temporal pode ser decomposta em três componentes: tendência, componente estacionário e ruído. A tendência pode ser formada por diferentes processos estocásticos. O primeiro é a tendência estacionária, onde a tendência varia de acordo com o período  $t$ . Tal comportamento pode ser observado em uma série dada por:

$$y_t = y_0 + a_0 t + A(L)\epsilon_t \quad (7)$$

Na Equação (7),  $a_0 t$  é a tendência determinística (que depende diretamente do tempo) e  $A(L)\epsilon_t$  é o componente estacionário. Podemos observar que a série com tendência estacionária é facilmente tornada estacionária realizando-se a subtração da tendência determinística.

Uma outra forma de tendência é a tendência estocástica em que os efeitos de cada um dos choques ao longo da série se tornam permanentes, tendo repercussão por longos períodos. Uma representação de tal série é dada por:

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \epsilon_i + a_0 t \quad (8)$$

Pode-se observar na Equação (8), que os sucessivos choques ocorridos em  $y_t$  irão repercutir ao longo da mesma, criando uma tendência chamada de tendência estocástica. Por não poder ser explicado simplesmente pelo tempo, a estacionariedade da série não é garantida com a retirada da tendência determinística. Porém, como um período depende dos anteriores, o processo de diferenciação levará a série a estacionariedade.

### 4.1.1 Função de autocorrelação

Como uma primeira na análise da estacionariedade da série, é a constituição da função de autocorrelação (FAC), a qual é um gráfico com os valores de correlação  $\rho_s$ , na defasagem  $s$ , definida como:

$$\rho_s = \frac{\eta_s}{\eta_0} = \frac{Cov(y_t, y_{t-s})}{variância} , \quad (9)$$

sendo  $-1 \leq \rho_s \leq 1$ . Ao plotar os valores de  $\rho_s$  contra os valores das defasagens ( $s$ ) tem-se um gráfico que mostra as correlações de uma observação com as observações subsequentes, chamada de FAC. Valores altos de correlação indicam que há impactos persistentes ao longo do tempo. Dessa forma, quanto maior – em módulo – for o valor de  $\rho_s$  e quanto mais tempo o mesmo demorar para se aproximar de zero, maior será o indicativo da existência de uma série não estacionária.

### 4.1.2 Testes de raízes unitárias

Testes de raiz unitária é uma das técnicas utilizadas para a análise de estacionariedade. Nesse trabalho, para a análise da estacionariedade das séries temporais serão utilizados os testes ADF e DF-GLS, descritos a seguir.

Como é mostrado em Enders (2014), em uma série temporal gerada conforme a Equação (10), se  $a_1 = 1$  – caso da existência de uma raiz unitária – tem-se então uma série não estacionária.

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Subtraindo  $y_{t-1}$  de ambos os lados da Equação (10) e tomando  $\gamma = a_1 - 1$ , tem-se a Equação (11), na qual o teste se resume a verificar a hipótese  $\gamma = 0$  que é equivalente ao teste de  $a_1 = 1$  na Equação (10). Porém, o processo gerador de série temporal pode levar em conta termos determinísticos, tais como uma constante (*drift*) e uma tendência determinística ( $a_2 t$ ). Dessa forma, há três possibilidades de modelos a serem testados:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (13)$$

Com base nas Equações (11), (12) e (13), em 1981, Dickey e Fuller propuseram um teste de raiz unitária conhecido como teste de Fuckey-Fuller aumentado (ADF) (DICKEY; FULLER, 1981).

Após a estimação das Equações (11), (12) e (13), realiza-se a análise dos resíduos. Caso estes não sejam um ruído branco<sup>1</sup>, é necessário a inclusão de defasagens da  $\Delta y_t$  com objetivo de se obter  $\varepsilon_t$  aleatório. De acordo com Enders (2014), tem-se então as seguintes representações:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Para a realização do teste, e dado que não se conhece o processo estocástico gerador dos dados, inicia-se pelo modelo menos restrito – como apresentado na Equação (16) –, avaliando a hipótese de  $\gamma = 0$ . Ou seja, analisando a significância estatística de  $\tau_\gamma$ . Caso essa hipótese não seja rejeitada, deve-se testar a significância estatística da tendência determinística. Ou seja, testa-se a restrição  $\gamma = a_2 = 0$ , e verifica-se a significância estatística de  $\phi_3$ . Caso a hipótese nula não seja rejeitada, deve-se reestimar o modelo excluindo a tendência determinística, ou seja, reestimar-se o modelo dado pela Equação (15). Novamente, testa-se a hipótese se  $\gamma = 0$ , a partir da estatística  $\tau_\mu$ .

Em caso de não rejeição da hipótese nula, deve-se proceder a análise da hipótese conjunta  $a_0 = \gamma = 0$ . Neste caso analisa-se a significância da estatística do teste  $\phi_2$ . Caso a hipótese conjunta não seja rejeitada, ajusta-se o modelo sem termos determinísticos dado pela Equação (14) e testa-se a significância da estatística  $\tau$ , a qual está associada à hipótese

---

<sup>1</sup> Denomina-se ruído branco uma série temporal com média zero, variância constante e covariância zero.

nula  $\gamma = 0$ . A não rejeição dessa hipótese, implica que a série tem uma raiz unitária, ou seja, a série é não estacionária.

Os testes de hipótese, suas estatísticas de teste e seus respectivos valores críticos – para um intervalo de confiança de 95% e uma amostra de 47 observações (tamanho das séries analisadas nesse trabalho) –, analisados no ADF, estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Testes de hipóteses do teste ADF

Modelo	Hipótese	Estatística do teste	Valor crítico
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\tau$	-4,15
	$\gamma = a_2 = 0$	$\phi_3$	7,02
	$a_0 = \gamma = a_2 = 0$	$\phi_2$	9,31
$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau_\mu$	-3,58
	$a_0 = \gamma = 0$	$\phi_1$	7,06
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau$	-2,62

Fonte: Adaptado de Enders p. 208

Como mostra Enders (2014), os testes de raízes unitárias possuem uma intrínseca dificuldade em distinguir séries com uma raiz característica próxima da unidade e um processo verdadeiramente de raiz unitária. O problema é em parte decorrente do baixo poder do teste e da sensibilidade à presença de termos determinísticos. O teste ADF é especialmente vulnerável a tais questões. Dessa forma, Elliott, Rothenberg e Stock, em 1996) desenvolveram um teste de raiz unitária eficiente, conhecido como teste DF-GLS. Esse teste possui semelhanças com o ADF, porém utiliza o método de mínimos quadrados generalizados para estimação dos modelos a fim de corrigir a presença de correlação serial e heterocedasticidade dos resíduos (ELLIOTT; ROTHENBERG; STOCK, 1996).

Após a averiguação da estacionariedade da série, a próxima etapa a ser seguida é a da estimação do modelo para a análise. Serão mostradas a seguir as características presentes em modelos de vetores autorregressivos, os quais são utilizados na análise de modelos compostos por um sistema de equações.

## 4.2 Modelo de vetor autorregressivo

As questões econômicas comumente possuem relações de interdependência entre as variáveis, as quais possuem efeito de realimentação, fazendo com que a estimação de modelos univariados possa apresentar viés de especificação. Sims (1980) desenvolve uma metodologia, chamada de modelo de vetor autorregressivo (VAR), onde todas as variáveis são tratadas como endógenas. A partir da estimação do modelo VAR é possível realizar análise de causalidade, além de observar o comportamento das mesmas a choques (BUENO, 2015; PFAFF, 2008).

Uma representação genérica de um modelo VAR é dada por:

$$\mathbf{A}\mathbf{X}_t = \mathbf{B}_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (17)$$

onde  $\mathbf{A}$  é uma matriz  $n \times n$  definidora das restrições contemporâneas entre as variáveis presentes no vetor  $\mathbf{X}_t$   $n \times 1$ ;  $\mathbf{B}_0$  é um vetor de constantes  $n \times 1$ ;  $\beta_i$  são matrizes  $n \times n$ ;  $\mathbf{B}$  é uma matriz diagonal  $n \times n$  de desvios padrões;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias. Os choques presentes em  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  são chamados de estrutural pois seus efeitos se dão individualmente em cada uma das variáveis. A independência desses choques se dá pois as suas interrelações são captadas indiretamente pela matriz  $\mathbf{A}$  (BUENO, 2015).

Dado que as variáveis usadas no modelo são endógenas, é geralmente utilizada uma versão reduzida do mesmo:

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{A}^{-1}\beta_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\Phi}_0 + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (18)$$

Para a realização de inferências no VAR, é necessário que o sistema seja estável, ou seja, que os erros do modelo sejam estacionários de médias e variâncias invariantes no tempo e covariâncias nulas. Desse modo, os erros presentes no termo  $\mathbf{e}_t$  não estarão correlacionados aos regressores, nem são autocorrelacionados (BUENO, 2015; PFAFF, 2008). Para que a condição de estabilidade seja satisfeita os autovalores da matriz  $\boldsymbol{\Phi}_i$  sejam menores que um.

Como indica Pfaff (2008), a fim de determinar quantas defasagens deve-se utilizar na estimação do modelo VAR – ou seja, determinar a ordem  $p$  – adota-se os seguintes critérios de informação: *Akaike Information Criterion* (AIC) (AKAIKE, 1981); *Hannan–Quinn Information*

*Criterion* (HQ) (HANNAN; QUINN, 1979); *Schwarz Information Criterion* (SC) (SCHWARTZ, 1978); *Final Prediction Error* (FPE) (AKAIKE, 1970).

Após a estimação do modelo, deve-se verificar a adequação do modelo a partir da análise dos resíduos. Começa-se pela realização da análise de estabilidade das raízes, seguindo então para a averiguação da estabilidade dos parâmetros das equações – a fim de identificar possíveis quebras estruturais nos resíduos –, além de testes de correlação serial e de normalidade dos resíduos. O modelo pode ser considerado confiável ao todos os testes, sendo então possível a realização de inferência sobre o mesmo.

### 4.3 Teste de cointegração de Johansen

Uma das principais questões para a utilização do VAR é a utilização de séries estacionárias, o que pode ser alcançado a partir da diferenciação de séries não estacionárias. Apesar do processo de diferenciação ser largamente utilizado em análises econométricas, o seu caráter tende a ser meramente estatístico, sendo que esse método leva a uma transformação que muitas vezes é pouco significativa economicamente – perdendo-se inclusive parte das características originais da série (BUENO, 2015).

Dessa forma, a fim de minimizar o uso da diferenciação para se obter séries estacionárias, Engle e Granger (1987) desenvolveram um método através do qual se utiliza uma abordagem endógena da não estacionariedade das variáveis. Tal metodologia mostra que é possível representar por uma função linear a tendência estocástica presente nas variáveis, desde que algumas características estejam presentes. Dessa forma se manteria as características presentes na série original e, ao mesmo tempo, seriam respeitadas as premissas dos testes econométricos de estacionariedade. Em Enders (2014) é apresentada uma definição formal de cointegração.

*Definição:* os componentes de um vetor  $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$  são cointegrados de ordens  $(d, b)$  caso: (i) todos os componentes sejam integrados de ordem  $d$ ; (ii) exista um vetor  $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  tal qual  $\mathbf{u}_t = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_t$  seja integrado de ordem  $(d - b)$ , com  $b > 0$ . O vetor  $\boldsymbol{\beta}$  é então chamado de vetor de cointegração.

Já Wooldridge (2015) define a cointegração de forma menos formal, afirmando que se  $\{y_t\}$  e  $\{x_t\}$  forem dois processos integrados de primeira ordem, então  $y_t - \beta x_t$  também o será. Porém, é possível que para alguns  $\beta \neq 0$  o processo  $y_t - \beta x_t$  seja de ordem zero. Quanto tal  $\beta$  existir as séries  $\{y_t\}$  e  $\{x_t\}$  serão cointegradas e  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração.

Quando há cointegração é dito que há um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, onde  $\beta' x_t = 0$ .

Dessa forma, apesar de poder haver perturbações no curto prazo, ocasionadas por desvios temporários, há sempre a tendência do retorno a um valor fixo no longo prazo. Engle e Granger, em 1987, propuseram um teste de cointegração, o qual se baseia na análise da estacionariedade dos resíduos. Caso os resíduos da relação linear entre as variáveis sejam estacionários, temos uma relação de cointegração.

O procedimento de Engle Granger (1987) tem algumas limitações tais como, é necessário escolher uma variável para a normalização do vetor de cointegração e o teste não identifica mais de m vetor de cointegração, fato esse possível quando mais de duas variáveis estão sendo consideradas.

Em Johansen (1988) é desenvolvido um teste de cointegração para modelos multivariados. Dado um sistema com uma defasagem:

$$\mathbf{X}_t = \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad , \quad (19)$$

em que  $\mathbf{X}_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ ;  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})$ ;  $\boldsymbol{\phi}_1$  matrizes de parâmetros,  $n \times n$ . Partindo da Equação (19), sendo  $I$  uma matriz identidade  $n \times n$ :

$$\Delta \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{X}_{t-1} - \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t = (\boldsymbol{\phi}_1 - I) \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\Pi} \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (20)$$

Como é mostrado em Enders (2014), o posto da matriz  $\boldsymbol{\Pi}$ , equivale ao número de vetores de cointegração do sistema. No caso do posto ser zero, tem-se variações dadas por  $\Delta \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t$ , ou seja, não há combinação linear entre as variáveis.

A análise do posto matriz  $\boldsymbol{\Pi}$  pode ser realizado a partir de dois testes. O primeiro é o teste do traço, onde a estatística do teste é dada por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad , \quad (21)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  é o valor estimado das raízes características da matriz  $\Pi$ ;  $T$  é o tamanho da amostra;  $n$  é o número de variáveis do modelo. O teste tem como hipótese nula o fato de que o número de distintos vetores de cointegração é menor ou igual a um  $r$  determinado.

Além do teste do traço, Johansen e Juselius (1992) desenvolveram o teste do máximo autovalor. Neste teste a estatística é calculada como:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{t+1}) \quad (22)$$

A hipótese nula do teste de máximo autovalor é de que o número de vetores de cointegração é  $r$  contra a alternativa da existência de  $r + 1$  vetores de cointegração.

## 4.4 Métodos de análise do modelo

Após a estimação do modelo e realizados os testes de adequação, parte-se para a etapa de análise do modelo. Nesse trabalho, serão analisados os resultados a partir da análise de causalidade de Granger, decomposição da variância do erro de previsão e da função resposta ao impulso.

### 4.4.1 Teste de causalidade de Granger

A busca por relações de causalidade em modelos econômicos é de essencial importância, porém o seu diagnóstico é difícil, já que relações entre variáveis não implica, necessariamente, em relação causal. Porém, há métodos que, apesar de não inferirem uma relação de causalidade, fazem aproximações quanto a essas relações. Em Granger (1969) é apresentado um teste que analisa as relações entre duas variáveis defasadas e possibilita, inferir um tipo de relação que, apesar de não indicar causalidade, indica procedência de uma sobre outra. Esse teste ficou conhecido como teste de causalidade de Granger.

A fim de evitar uma inferência errônea de causalidade, incorrendo no viés que Pfaff (2008) chama de falácia de *post hoc ergo propter hoc* – ou seja, acreditar que quando uma variável precede a outra, a primeira causa a segunda –, o resultado do teste de Granger é indicado como uma variável  $y$  Granger causa a variável  $z$ .

A fim de caracterizar o teste de causalidade de Granger, Enders (2014) apresenta um modelo VAR reduzido formado por  $n$  equações como:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \\ \vdots \\ A_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & \cdot & A_{1n}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & \cdot & A_{2n}(L) \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \cdot & A_{nn}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ \vdots \\ e_{nt} \end{bmatrix}, \quad (23)$$

em que  $A_{i0}$  são parâmetros que representam os termos do intercepto;  $A_{ij}(L)$  são os polinômios sob o operador de  $L$  defasagens;  $e_{it}$  são termos de erro do tipo ruído branco; os coeficientes individuais de  $A_{ij}(L)$  são denotados por  $a_{ij}(1)$ ,  $a_{ij}(2)$ , etc. Como  $A_{ij}(L)$  representa os coeficientes dos valores defasados da variável  $j$  sobre a variável  $i$ ,  $\{j\}$  não Granger causa  $\{i\}$  se todos os coeficientes de  $A_{ij}(L)$  forem iguais a zero. Dessa forma, se os valores defasados de  $\{j\}$  forem estatisticamente significativos na explicação de  $\{i\}$ , é dito que  $\{j\}$  Granger causa  $\{i\}$ .

No caso apresentado, o teste de Granger analisa relações em bloco, já que ele utiliza o modelo multivariado inteiro de uma única vez. Porém, quando há um sistema bivariado, tem-se a relação de uma variável diretamente sobre outra. Levando em conta as variáveis  $x$  e  $y$ , em tal abordagem, há quatro cenários possíveis: primeiro uma relação unidirecional, em que  $x$  Granger causa  $y$ , mas  $y$  não Granger causa  $x$ ; segundo cenário  $y$  Granger causa  $x$ , porém a recíproca não é verdadeira; terceiro a existência de uma relação bidirecional, em que  $y$  e  $x$  Granger causam mutuamente; quarto não há relação entre as variáveis.

#### 4.4.2 Função resposta ao impulso

Relações de causalidades são interessantes na análise de relações entre variáveis, porém há outras formas de se observar tais relações. Uma delas é a análise de como as variáveis respondem a impulsos, tanto na própria variável, quanto nas outras presentes no modelo. Nesse sentido, Sims (1980) desenvolve uma metodologia que possibilita a medição do impacto de choques nas variáveis contidas no modelo ao longo do tempo (ENDERS, 2014). Para demonstrar como essa metodologia, através de um sistema bivariado, semelhante ao mostrado da Equação (19):

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{bmatrix} \quad (24)$$

Considerando a Equação (24) em função das sequências  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$ , o vetor de erros pode ser escrito como:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (25)$$

Combinando as Equações (24) e (25) tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1 - b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (26)$$

Definindo a matriz  $\Psi_i = \frac{D_1^i}{1 - b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$  e substituindo na Equação (26), tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{11}(i) & \psi_{12}(i) \\ \psi_{21}(i) & \psi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (27a)$$

$$\mathbf{X}_t = \bar{\mathbf{X}} + \Psi_i \mathbf{B} \varepsilon_{t-i} \quad (27b)$$

A matriz  $\Psi_i$  contém os multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. O coeficiente  $\psi_{12}(0)$ , por exemplo, é o impacto instantâneo de uma mudança unitária de  $\varepsilon_{zt}$  em  $y_t$ . O efeito cumulativo do choque em  $\varepsilon_{yt}$  ou  $\varepsilon_{zt}$  pode ser medido através da soma dos coeficientes de impacto ao longo dos períodos. O conjunto dos quatro coeficientes presentes na matriz  $\Psi_i$  é chamado de função de resposta ao impulso. A fim de visualizar a função, usualmente se dispõe os coeficientes em um gráfico ao longo do tempo (ENDERS, 2014).

#### 4.4.3 Decomposição da variância do erro de previsão

Em muitos casos, é interessante averiguar como pode ser explicado o erro na previsão de uma variável, a fim de detectar variáveis relevantes ao modelo. Nesse contexto surge o método de decomposição da variância do erro de previsão, o qual analisa a participação das variáveis endógenas ao modelo VAR sobre as suas variâncias. A fim de formalizar o entendimento da metodologia, Enders (2014) retorna a uma equação semelhante à Equação

(19), atualizada por um período (como  $X_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 X_t + e_{t+1}$ ) e tomando o esperança condicional de  $X_{t+1}$ , dada como:

$$E_t X_{t+1} = \phi_0 + \phi_1 X_t \quad (28)$$

Generalizando a Equação (28) para n períodos, tem-se:

$$E_t X_{t+n} = (I + \phi_1 + \phi_1^2 + \dots + \phi_1^{n-1})\phi_0 + \phi_1^n X_t \quad (29)$$

Os erros associados à Equação (29) são dados como:

$$e_{t+n} = \phi_1 e_{t+n-1} + \phi_1^2 e_{t+n-2} + \dots + \phi_1^{n-1} e_{t+1} \quad (30)$$

De maneira similar, pode-se descrever o erro de previsão para n períodos como:

$$X_{t+n} - E_t X_{t+n} = \sum_{i=0}^{n-1} \Omega_i \varepsilon_{t+n-i} \quad (31)$$

Como mostra Enders (2014), para um modelo com variáveis  $z$  e  $y$ , é possível decompor em duas partes os erros da variância de previsão para os  $n$  períodos a frente. As proporções de  $\sigma_t(n)^2$  decorrente de choques nas sequências  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$  são dadas por:

$$\frac{\sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} = 1 \quad (32)$$

$$\frac{\sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} = 1 \quad (33)$$

Neste sistema bivariado, as Equações (32) e (33) indicarão a proporção dos movimentos no tempo decorrente aos seus próprios choque e aos choques presentes na segunda variável. Caso os choques de  $\varepsilon_{zt}$  não explicarem nenhuma parte da variância do erro de previsão de  $\{y_t\}$ , pode-se dizer que  $\{y_t\}$  é exógeno, indicando que ela evolui independentemente de  $\{z_t\}$ . Caso a variância do erro de previsão de  $\{y_t\}$  ser totalmente explicado por choques de  $\varepsilon_{zt}$ ,  $\{y_t\}$  é considerado inteiramente endógeno. Em resultados empíricos é comum observar variáveis explicando quase a totalidade da sua variância do erro de previsão no curto prazo, mas ter essa proporção reduzida ao longo dos períodos (ENDERS, 2014).

## 5. Resultados e Análise

Neste capítulo são apresentados os resultados empíricos acerca da relação entre consumo de energias renováveis, crescimento econômico e emissões de gases do efeito estufa no Brasil. Inicialmente, será realizada a descrição dos dados e uma breve análise do comportamento das variáveis no período considerado, incluindo o contexto econômico associado. Em seguida, serão apresentados os resultados dos testes de raiz unitária, com o posterior ajuste do modelo VAR e a análise da causalidade de Granger, do comportamento das funções resposta ao impulso e decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados foram obtidos a partir do software estatístico R.

### 5.1 Descrição dos Dados

Para a análise da relação entre crescimento econômico, energias renováveis e emissões de GEE no Brasil, foram considerados os dados anuais, no período de 1970 a 2016, provenientes das bases do Banco Central do Brasil (BACEN), Empresa de Pesquisa Energética (EPE) e Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa (SEEG), respectivamente.

#### 5.1.1 Produto Interno Bruto Real

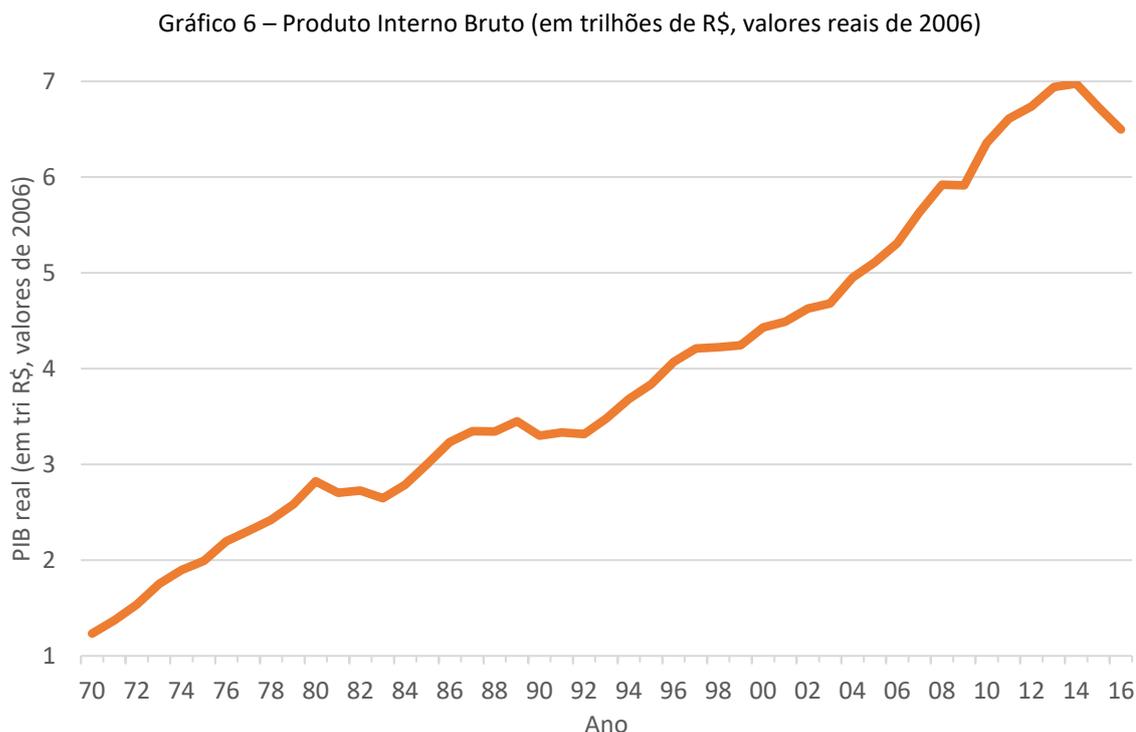
Os dados de PIB foram coletados da base de dados do BACEN<sup>1</sup>. A fim de se neutralizar os efeitos da desvalorização da moeda ao longo do tempo, foi selecionada uma série onde constam valores reais deflacionados para valores de 2016.

O PIB é uma variável que possui algumas características intrínsecas à sua forma de elaboração e metodologia. Primeiramente, o PIB tende a ter uma baixa volatilidade ano a ano, já que o valor do PIB de um ano é dado por condicionantes que em sua maior parte são semelhantes aos presentes nos anos anteriores – como capacidade produtiva, força de

---

<sup>1</sup> Banco Central do Brasil – [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

trabalho, padrão tecnológico da produção etc. Outra característica inerente ao PIB é a de que, apesar de existirem momentos de estagnação e até de queda no seu valor, a expectativa de longo prazo é da existência de uma tendência de crescimento, fato evidenciado a partir das séries da evolução do produto dos mais variados países. O Gráfico 6 mostra a evolução do PIB real brasileiro de 1970 a 2016.



Fonte: BACEN; Elaborado pelo autor

O crescimento do PIB brasileiro entre 1970 e 2016 foi de 427%, o que resulta em um crescimento médio anual de 4,24%. Essa taxa, porém, variou ao longo das décadas. Na década de 1970 (de 1970 a 1979), por exemplo, o crescimento médio foi de 8,56%, já na década seguinte (1980 a 1989), foi de 2,25%. Os últimos anos da série mostram um período de recessão; entre 2014 e 2016 houve uma queda média anual de 3,5% do PIB. Observando o Gráfico 6 observa-se alguns pontos de inflexão na economia brasileira. Uma primeira é um crescimento contínuo de 1970 a 1980, seguido de uma retração, causada primordialmente pela crise do petróleo de 1979 e do subsequente choque de juros realizado na economia americana, os quais ocasionaram uma recessão na economia mundial, atingindo fortemente o Brasil. Há uma volta do crescimento alguns anos depois, até por volta de 1987, quando um

processo hiperinflacionário ocorre no país e inviabiliza um crescimento sustentável até o ano de 1994, quando é iniciado um processo de estabilização da moeda – devido ao Plano Real e uma série de reformas estruturais. Essa estabilização possibilita o reinício de um processo de crescimento sustentável, que é momentaneamente interrompido em 1999 – decorrente de uma crise cambial no Brasil – e em 2009 – decorrente da crise mundial, iniciada nos Estados Unidos, em 2008. A partir de 2013, há um período de estagnação, seguido de uma forte retração – maior que qualquer outro presente na série – decorrente de um ambiente político conturbado e de políticas macroeconômicas ineficientes.

### 5.1.2 Consumo de Energia Renovável

Para a variável consumo de energia renovável no Brasil serão usados como proxy dados de oferta interna de energia, disponibilizados na base de dados da EPE<sup>1</sup>, em Mtep<sup>2</sup>. Os dados selecionados foram os de oferta interna de energia – que é composta pela produção interna de energia, somada à diferença entre importação e exportação de energia (importações líquidas) – por serem os dados disponíveis que mais se aproximam do consumo interno. Os dados disponíveis na base de dados estão divididos em fontes não renováveis (petróleo, gás natural, carvão, nuclear e outras fontes não renováveis) e renováveis (hidráulica, biomassa, eólica, solar e outras fontes renováveis). A evolução do consumo de energia renovável no Brasil é ilustrada no Gráfico 7.

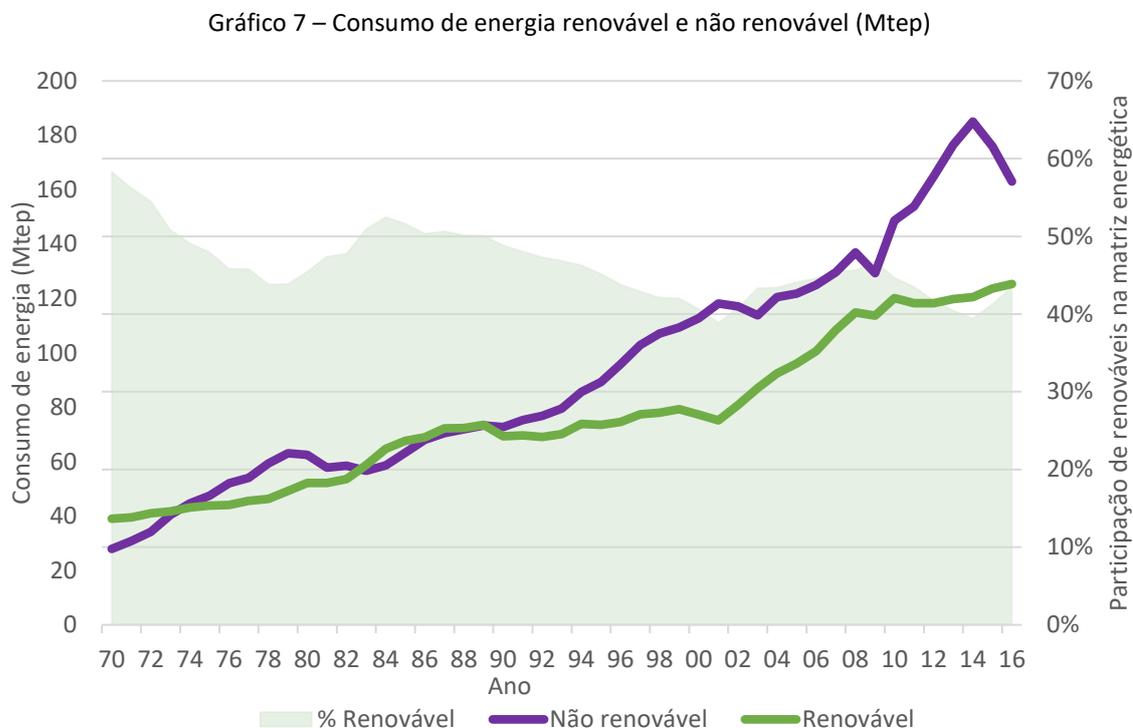
Como pode ser observado no Gráfico 7, o consumo de energia renovável pode ser dividido em cinco períodos distintos. Primeiramente, de 1970 a 1979, há um crescimento do consumo absoluto, mas acompanhada de uma perda de participação na matriz energética. Em seguida, tem-se um breve período de uma continuação do crescimento anterior (1982 a 1990), mas agora, devido à queda do consumo de fontes não renováveis, concomitante com um ganho de participação. De 1990 até meados de 2001 observa-se uma relativa estagnação do consumo de renováveis simultaneamente a um aumento do consumo de não renováveis, o que leva a uma queda paulatina na sua participação. Um quarto período pode ser observado

---

<sup>1</sup> Empresa de Pesquisa Energética - [www.epe.gov.br](http://www.epe.gov.br)

<sup>2</sup> Mega tonelada equivalente de petróleo.

de meados de 2001 a 2010, com um aumento tanto do consumo absoluto, quando de sua participação na matriz, seguido de uma quase estagnação do consumo, até 2016.



Fonte: EPE; Elaborado pelo autor

No período de 2009 a 2014 há um crescimento das fontes não renováveis, influenciado pelo crescimento econômico, mas também pela crise de abastecimento de água, que forçou a substituição da fonte hidráulica pela termoelétrica. A partir de 2014 há uma queda no uso das não renováveis, o que ocorre concomitantemente com a queda do PIB observada no Gráfico 6.

### 5.1.3 Emissões de Gases do Efeito Estufa

Os dados de emissão de GEE no Brasil foram retirados da base de dados do SEEG<sup>1</sup>, sendo utilizadas as emissões do setor de energia, em MtCO<sub>2</sub>eq, e foram mensurados

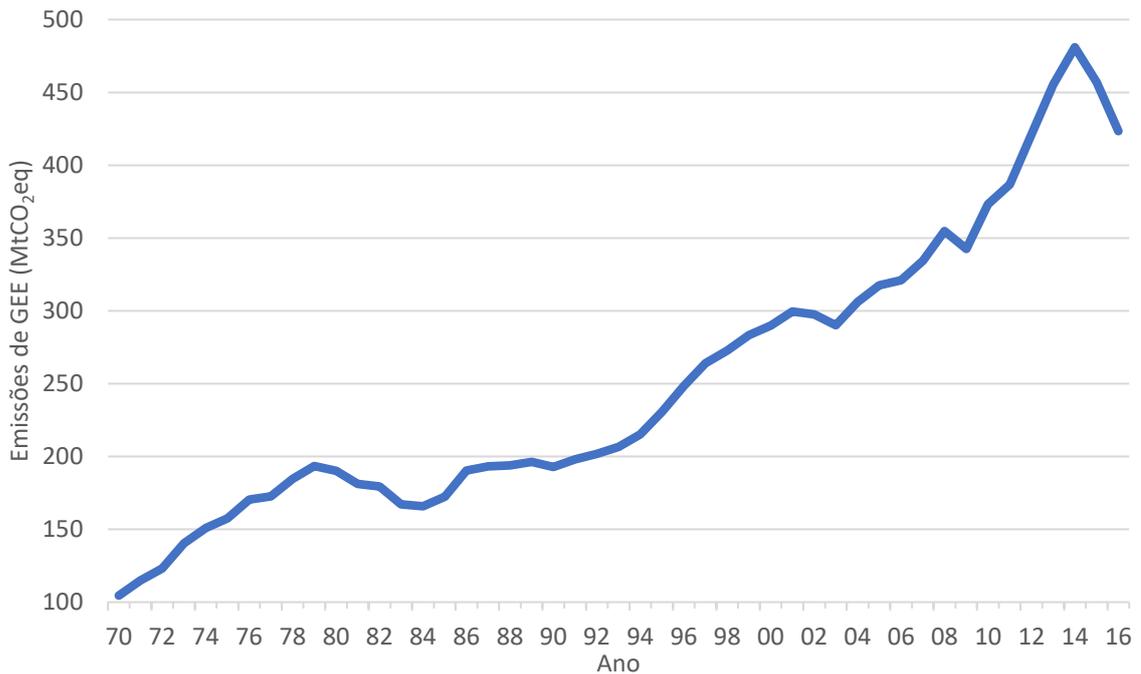
<sup>1</sup> Sistema de Estimativas de Emissões e Remoções de Gases de Efeito Estufa – [www.seeg.eco.br](http://www.seeg.eco.br)

utilizando a metodologia GWP-AR5, a mesma utilizada pelo IPCC em seu último relatório (IPCC, 2014).

Ao contrário do que é utilizado na maior parte da literatura internacional foi escolhido utilizar as emissões somente do setor energético, em detrimento das emissões totais. Tal escolha decorre da distinção do histórico de emissões do Brasil em relação à média mundial. A maior parte das emissões dos demais países – assim como as globais – são primordialmente ditadas pelas emissões do setor energético. Este setor está fortemente ligado ao crescimento econômico dos países, assim como o uso das emissões totais no estudo de correlações e causalidades entre as variáveis consumo de energia, emissões de GEE e PIB tende a mostrar resultados consistentes.

No caso brasileiro, porém, um elemento histórico muito presente nas emissões brasileiras é o das decorrentes da mudança do uso de terras (MUT), chegando a representar mais de metade do total em anos específicos. Esse fato coadunado ao fato da MUT não estar conectada ao crescimento econômico do país e sim a políticas de preservação – vide a queda vertiginosa das emissões do setor nos anos 2000, acompanhada de crescimento do PIB –, leva aos dados de emissões totais a mostrarem comportamento errático e com variações muito bruscas ao longo do espaço de tempo estudado. Outro motivo para a exclusão dos dados de MUT é o fato da sua série histórica ter início em 1990, o que reduziria consideravelmente as observações a serem utilizadas nesse estudo.

Os dados do setor agropecuário também não foram utilizados pois, apesar de ter impacto relevante no PIB, as suas emissões estão majoritariamente concentradas em elementos decorrentes de fatores biológicos presentes na pecuária, sendo estes independentes da geração de energia. Por esses motivos, dentre os setores de maior responsabilidade nas emissões de GEE no Brasil, foram selecionados somente dados do setor de energia. No Gráfico 8 é exibida a evolução das emissões de GEE no Brasil, de 1970 a 2016.

Gráfico 8 – Emissões de GEE (MtCO<sub>2</sub>eq)

Fonte: SEEG; Elaborado pelo autor

Como a participação de energias renováveis na matriz brasileira vem se mantendo relativamente estável no tempo, e o consumo total tendeu a seguir as variações no PIB, as emissões também possuem comportamento semelhante – como visto no Gráfico 8.

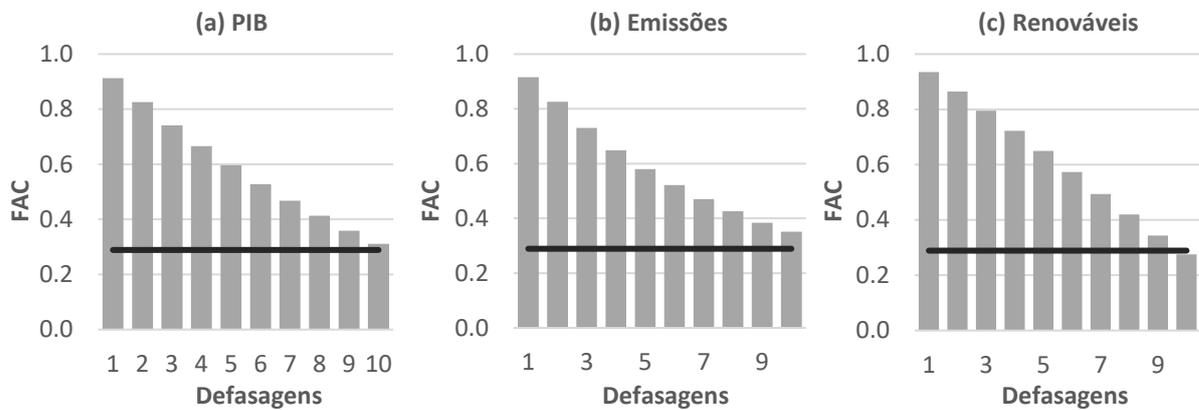
## 5.2 Resultados e Discussão

Como discutido no Capítulo 4, um primeiro passo na análise das séries é a averiguação de sua condição de estacionariedade. Foram aplicadas transformações logarítmicas em todas as séries analisadas e então feita uma análise de autocorrelação. Nos Gráficos 9(a), 9(b) e 9(c) podem ser observados as funções de autocorrelação (FAC) das séries temporais do PIB real, das emissões de carbono e do consumo de energia renovável, respectivamente. Para todas as séries analisadas há valores altos de correlação nas primeiras defasagens e um decaimento relativamente lento, o que pode ser um indício de que as séries são não estacionárias.

Dado que a FAC nos indica o comportamento da série e nos ajuda a formular hipóteses sobre a questão de sua estacionariedade, é necessário realizar testes de raiz unitária com o

objetivo de averiguar de forma mais robusta a questão da estacionariedade. Neste trabalho adotou-se os testes ADF e DF-GLS, ambos descritos no Capítulo 4.

Gráfico 9 - Funções de autocorrelação



A Tabela 4 apresenta os resultados do teste ADF para as três séries, considerando os modelos com tendência e constante, com constante, e sem termos determinísticos. Também são apresentados os testes conjuntos, representados pelas estatísticas  $\hat{\phi}_3$  e  $\hat{\phi}_1$ .

Os valores referentes a série do PIB são de  $\tau_\tau = -3,05$  ;  $\tau_\mu = -1,66$  ;  $\tau = 1,25$ , os quais estão todos fora da região de rejeição da hipótese nula de que a série tem uma raiz unitária.

Os valores do teste para a série de emissões de carbono – sendo apresentado na mesma ordem do PIB – são de -2,59; -0,60; 1,79. Esses valores nos indicam a não rejeição das hipóteses nulas. Os valores das estatísticas para a série do consumo de energia renovável são -2,17; -0,86; 2,63. Novamente os valores indicam a não rejeição das hipóteses nulas.

Tabela 4 – Valores das estatísticas do teste de raiz unitária ADF

Variável	Modelo	Lags	Estatística	Valores críticos			Decisão
				1%	5%	10%	
PIB	Com tendência e intercepto	1	$\tau_\tau = -3,0453$ $\phi_3 = 5,6411$	-4,15 9,31	-3,50 6,73	-3,10 5,61	Não rejeição Não rejeição
	Com intercepto	1	$\tau_\mu = -1,6587$ $\phi_1 = 5,3239$	-3,58 7,06	-2,93 4,86	-2,60 3,94	Não rejeição Não rejeição
	Sem tendência e intercepto	2	$\tau = 1,2458$	-2,62	-1,95	-1,61	Não rejeição
Emissões	Com tendência e intercepto	1	$\tau_\tau = -2,5864$ $\phi_3 = 3,3449$	-4,15 9,31	-3,50 6,73	-3,10 5,61	Não rejeição Não rejeição
	Com intercepto	1	$\tau_\mu = -0,6006$ $\phi_1 = 1,8639$	-3,58 7,06	-2,93 4,86	-2,60 3,94	Não rejeição Não rejeição
	Sem tendência e intercepto	1	$\tau = 1,7947$	-2,62	-1,95	-1,61	Não rejeição
Renovável	Com tendência e intercepto	1	$\tau_\tau = -2,1703$ $\phi_3 = 2,4428$	-4,15 9,31	-3,50 6,73	-3,10 5,61	Não rejeição Não rejeição
	Com intercepto	1	$\tau_\mu = -0,8580$ $\phi_1 = 4,0852$	-3,58 7,06	-2,93 4,86	-2,60 3,94	Não rejeição Não rejeição
	Sem tendência e intercepto	1	$\tau = 2,6301$	-2,62	-1,95	-1,61	Não rejeição

O resultado do teste ADF indica a não rejeição da hipótese nula, ou seja, as três séries são não estacionárias para 5% de significância. A fim de confirmar o resultado do teste ADF, neste trabalho também foi realizado o teste DF-GLS, que possui maior poder do teste.

A Tabela 5 apresenta os resultados do teste DF-GLS. Os resultados levam a não rejeição da hipótese nula, ou seja, indica a existência de raiz unitária para as três séries.

A averiguação da existência de raiz unitária mostra que as séries possuem comportamento não estacionário, tornando estacionárias na primeira diferença.

Tabela 5 – Valores das estatísticas do teste de raiz unitária de DF-GLS

Variável	Modelo	Estatística	Valores críticos			Decisão
			1%	5%	10%	
PIB	Com tendência e intercepto	-1,4650	-3,77	-3,19	-2,89	Não Rejeição
	Com intercepto	0,0265	-2,61	-1,95	-1,62	Não Rejeição
Emissões	Com tendência e intercepto	-2,4714	-3,77	-3,19	-2,89	Não Rejeição
	Com intercepto	0,0518	-2,61	-1,95	-1,62	Não Rejeição
Renovável	Com tendência e intercepto	-2,2427	-3,77	-3,19	-2,89	Não Rejeição
	Com intercepto	0,5357	-2,61	-1,95	-1,62	Não Rejeição

Dado que as séries são integradas de mesma ordem, o próximo passo é testar se elas são cointegradas. Neste trabalho, foi empregado o teste de cointegração de Johansen, descrito no Capítulo 4. A construção deste teste tem como base um modelo vetor autorregressivo (VAR). Assim, primeiramente, é necessário determinar a ordem do VAR, porém com as variáveis em nível. A partir da análise gráfica das séries, escolheu-se a equação de cointegração com tendência. A Tabela 6 apresenta os resultados para os critérios de informação *Akaike Information Criterion* (AIC), *Hannan–Quinn Information Criterion* (HQ), *Schwarz Information Criterion* (SC) e *Final Prediction Error* (FPE). O número de defasagens do modelo foi igual a dois, dado que dois dos quatro critérios indicaram esta ordem de seleção.

Tabela 6 – Valores dos critérios de informação para a determinação da ordem  $p$  em VAR( $p$ )

Defasagens	AIC	HQ	SC	FPE
1	-20,589	-20,405	-20,077*	1,15e-09
2	-20,730	-20,409*	-19,835	1,00e-09*
3	-20,596	-20,137	-19,316	1,18e-09
4	-20,469	-19,872	-18,805	1,39e-09
5	-20,738	-20,003	-18,690	1,15e-09
6	-20,848	-19,975	-18,416	1,16e-09
7	-21,149	-20,139	-18,334	1,02e-09
8	-21,241*	-20,093	-18,042	1,22e-09

\* Indica a defasagem escolhida para cada um dos critérios.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen são baseados em dois testes: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Como pode ser visualizado na Tabela 7, ambos

os testes indicam a não rejeição da hipótese nula, ou seja a inexistência de cointegração entre as séries.

Tabela 7 – Resultados do teste de cointegração de Johansen

Teste	Hipótese nula	Estatística	Valores Críticos			Decisão
			1%	5%	10%	
Traço	$r \leq 2$	5,00	10,49	12,25	16,16	Não rejeição
	$r \leq 1$	14,08	22,76	25,32	30,45	Não rejeição
	$r \leq 0$	36,15	39,06	42,44	48,45	Não rejeição
Máximo Autovalor	$r \leq 2$	5,00	10,49	12,25	16,26	Não rejeição
	$r \leq 1$	9,08	16,85	18,96	23,65	Não rejeição
	$r \leq 0$	22,07	23,11	25,54	30,30	Não rejeição

Assim, o modelo a ser ajustado é um modelo VAR de ordem 1, dado que neste modelo deve-se considerar as séries estacionárias, ou seja, deve-se tomar a primeira diferença. Na Tabela A1 no Apêndice A tem-se o modelo ajustado.

Após a estimação do modelo deve-se averiguar a sua adequação a partir da análise das raízes do sistema multivariável, a estabilidade dos resíduos, autocorrelação, homocedasticidade e normalidade dos resíduos.

As raízes, ou seja, os autovalores do sistema VAR(1) estimado são menores que um, indicando a estabilidade do modelo (Tabela A2, no Apêndice A). A estabilidade do modelo também é indicada pelo teste de soma cumulativa de mínimos quadrados ordinários (OLS-CUSUM), o qual testa a estabilidade dos resíduos, verificando se não há quebra estrutural nos mesmos. Os resultados do teste estão apresentados no Gráfico A1, no Apêndice A. Para o teste de normalidade, empregou-se o teste de Jarque-Bera. Os resultados indicam a não rejeição da hipótese nula, ou seja, os resíduos seguem uma distribuição Normal. A Tabela A3 mostra os resultados do teste tanto para os resíduos de cada equação estimada assim como o teste de normalidade para o sistema. Ainda, no Apêndice A, é apresentado os resultados para a análise da hipótese de variância constante, isto é, homocedasticidade dos resíduos. Os resultados do teste ARCH tanto para os resíduos das equações individuais como do sistema indicam a não rejeição da hipótese nula, ou seja, a variância é constante (Tabela A4, no Apêndice A).

Ainda foi analisada a questão da autocorrelação residual. Para tanto foram utilizados os testes de correlação de Portmanteau e o teste de Breush-Godfrey. Os resultados do teste

indicam a não rejeição da hipótese nula para os dois testes, ou seja, ausência de correlação serial. Os resultados podem ser visualizados nas Tabelas A5 e A6 do Apêndice A.

Após a verificação da adequação do modelo VAR(1), o próximo passo é a aplicação do mesmo para se obter o teste de causalidade de Granger, as funções resposta ao impulso e a decomposição da variância.

A Tabela 8 mostra os resultados do Teste de Causalidade de Granger considerando as variáveis individualmente e na Tabela 9 os resultados do teste quando aplicado para análise de causalidade em bloco.

Tabela 8 – Resultado dos testes de causalidade de Granger

Hipótese nula	Defasagens	Estatística	p-valor
$\Delta$ PIB não Granger causa $\Delta$ Emissões	1	1,3500	0,2518
	2	2,1670	0,1281
	3	1,3830	0,2636
	4	0,8554	0,5008
$\Delta$ Emissões não Granger causa $\Delta$ PIB	1	0,0359	0,8506
	2	1,1618	0,3235
	3	0,9260	0,4381
	4	1,2653	0,3033
$\Delta$ PIB não Granger causa $\Delta$ Renováveis	1	0,9083	0,3460
	2	0,6779	0,5136
	3	0,4838	0,6956
	4	0,6644	0,6212
$\Delta$ Renováveis não Granger causa $\Delta$ PIB	1	0,0248	0,8756
	2	0,5015	0,6095
	3	0,4778	0,6997
	4	0,5265	0,7170
$\Delta$ Renováveis não Granger causa $\Delta$ Emissões	1	0,1539	0,6968
	2	1,8202	0,1755
	3	1,7140	0,1814
	4	1,2292	0,3174
$\Delta$ Emissões não Granger causa $\Delta$ Renováveis	1	1,2162	0,2764
	2	0,9080	0,4117
	3	0,6175	0,6082
	4	1,1901	0,3334

Observa-se na Tabela 8 que as hipóteses nulas não são rejeitadas para nenhuma das situações. Resultado similar foi encontrado quando analisada a causalidade em bloco, a qual é obtida a partir do modelo VAR(1) ajustado.

Tabela 9 – Resultado dos testes de causalidade de Granger em bloco

Hipótese Nula	Defasagem	Estatística	p-valor
$\Delta$ Renováveis e $\Delta$ Emissões não Granger causam $\Delta$ PIB	1	0,0202	0,9800
$\Delta$ Renováveis e $\Delta$ PIB não Granger causam $\Delta$ Emissões	1	1,4055	0,2492
$\Delta$ Emissões e $\Delta$ PIB não Granger causam $\Delta$ Renováveis	1	0,6046	0,5479

Após a indicação da inexistência de relações de causalidade, é interessante observar a resposta das variáveis a choques. Os resultados da função resposta ao impulso, a partir da ordenação Renováveis, Emissões, PIB, são mostrados nos Gráficos 10, 11 e 12.

O Gráfico 10 mostra os efeitos de um choque no PIB real. Um choque no PIB determina um efeito imediato de aumento nas emissões e em renováveis. Nota-se que há uma redução gradativa, após o impacto inicial, para as três trajetórias. Em suma, emissões e renováveis aumentam instantaneamente pelo choque do PIB real, mas tendem a perder efeito ao longo do tempo.

O Gráfico 11 apresenta os efeitos nas variáveis PIB real e Renováveis de um choque em Emissões. Observa-se que um aumento de emissões não tem efeito sobre o PIB. Em relação às energias renováveis verifica-se que um aumento de emissões impacta positivamente nas energias renováveis, porém o efeito tende a zero após o terceiro período de tempo.

Finalmente, o Gráfico 12 analisa os efeitos de um choque em Renováveis, observa-se que há um decréscimo das emissões, porém o PIB real não é afetado pelas renováveis. Ainda, nota-se que o decréscimo em renováveis ocorre em um primeiro instante, voltando a aumentar após o segundo período, permanecendo constante e sem efeito significativo após o quarto período.

Gráfico 10 – Função resposta ao impulso para o PIB

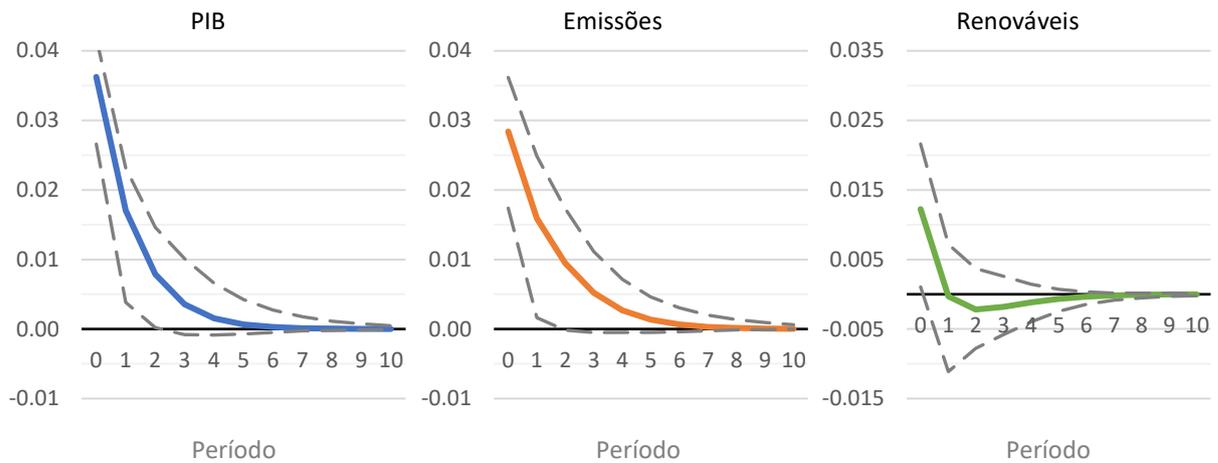


Gráfico 11 – Função resposta ao impulso para as Emissões

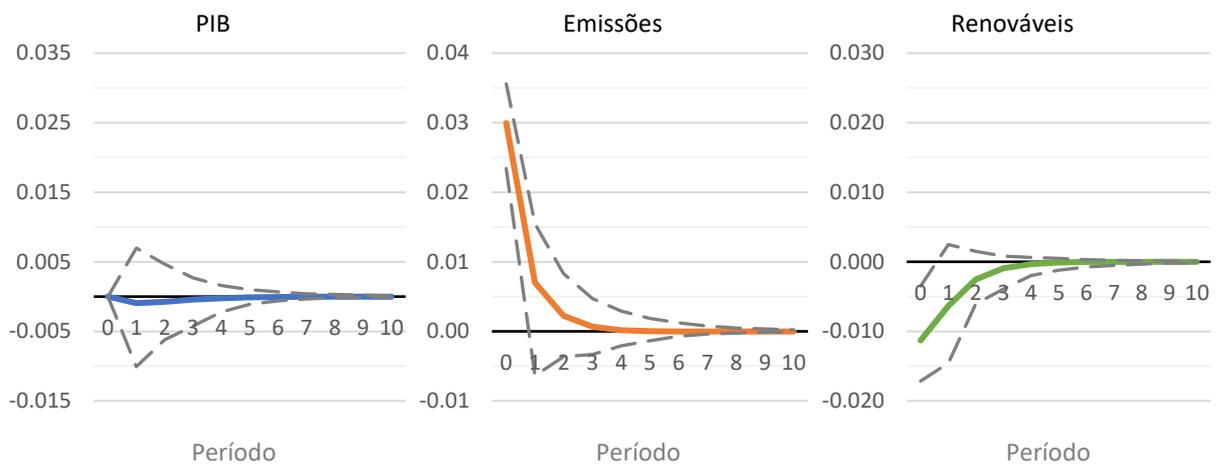
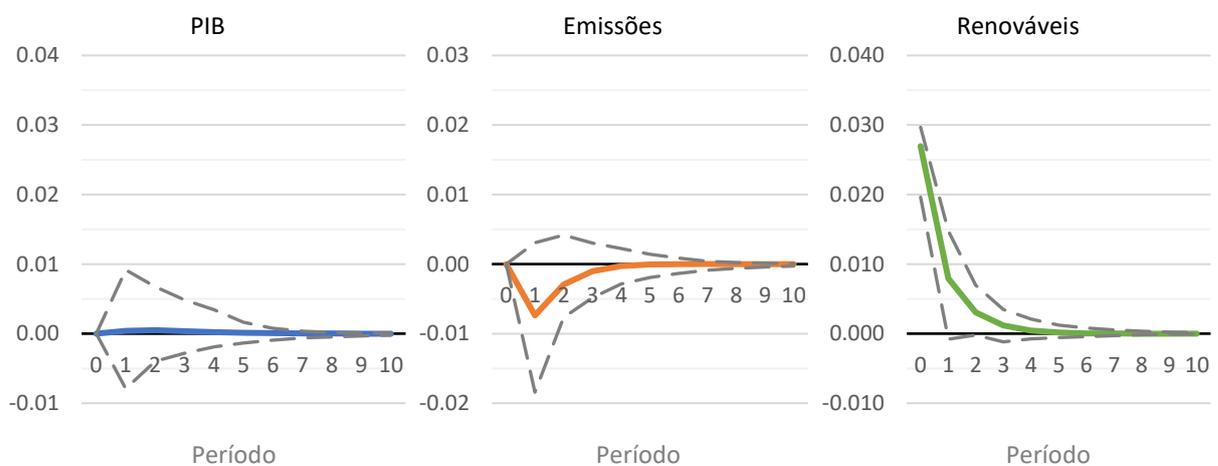


Gráfico 12 – Função resposta ao impulso para as Renováveis



Para a complementação da análise dos resultados obtidos a partir do VAR, obteve-se a decomposição da variância do erro de previsão do modelo. Foram utilizados 15 períodos

para a análise e os resultados são apresentados nas Tabelas 10, 11 e 12, para o PIB real, Renováveis e Emissões, respectivamente. Os resultados para o PIB indicam que para os 15 períodos a variabilidade dos erros de previsão do PIB é explicada quase que exclusivamente pela sua própria variabilidade, o que indica uma condição de quase exogeneidade para o PIB. Para as renováveis, o contexto é diferente, já que, apesar de manter um valor estável ao longo dos períodos, a variável possui uma explicação da sua variância do erro de previsão, após quatro períodos, de cerca de 15% por choques na variável emissões e de 14% por choques na variável PIB. A variância do erro de previsão da variável emissões no primeiro período é explicada 53% pelos próprios choques e 47% pelos choques no PIB. A partir do quarto período, essa relação se estabiliza em 43% para os choques na variável emissões, 53% para os choques no PIB e 3% para renováveis.

Tabela 10 – Decomposição da variância do erro de previsão para o PIB

Período	PIB	Emissões	Renováveis
1	100.000	0.0000	0.0000
2	99.9342	0.0560	0.0098
3	99.8891	0.0864	0.0245
4	99.8698	0.0979	0.0323
5	99.8633	0.1016	0.0352
10	99.8608	0.1029	0.0363
15	99.8608	0.1029	0.0363

Tabela 11 - Decomposição da variância do erro de previsão para as Renováveis

Período	PIB	Emissões	Renováveis
1	14.9110	12.7207	72.3683
2	13.5304	15.1620	71.3077
3	13.7089	15.4565	70.8346
4	13.9352	15.4593	70.6056
5	14.0342	15.4465	70.5193
10	14.0787	15.4390	70.4823
15	14.0788	15.4390	70.4823

Tabela 12 – Decomposição da variância do erro de previsão para as Emissões

<b>Período</b>	<b>PIB</b>	<b>Emissões</b>	<b>Renováveis</b>
1	47.3464	52.6536	0.0000
2	51.4207	45.9379	2.6414
3	53.1018	43.9772	2.9210
4	53.6442	43.4262	2.9296
5	53.7941	43.2820	2.9239
10	53.8423	43.2367	2.9210
15	53.8423	43.2367	2.9210

Assim, conclui-se que apesar de não haver causalidade entre as variáveis analisadas neste trabalho, observa-se pela decomposição da variância do erro de previsão, que há uma participação na variabilidade das energias renováveis explicada pela variabilidade do PIB e das emissões. No caso da decomposição da variância do erro de previsão das emissões observa-se que uma participação significativa da variabilidade do PIB e da própria variável emissões e uma pequena parcela explicada pela variabilidade das energias renováveis.

## 6. Conclusão

A literatura desenvolvida por décadas sobre as relações causais entre crescimento econômico, emissões de GEE e energia – seja ela renovável ou não – apresenta uma grande variedade de resultados. Dessa forma, se torna difícil precisar resultados esperados a priori para casos específicos. O caso brasileiro não se mostra diferente.

Os resultados desse trabalho indicam a inexistência de relações causais, sejam elas analisadas em bloco, a partir do modelo VAR, ou para as variáveis individualmente. Mesmo fatos encontrados em boa parte dos estudos que analisam dados de outros países, como, por exemplo, a existência de cointegração entre as três variáveis ao longo prazo, não é verificado nos resultados desse trabalho. Além disso, não são obtidos nos resultados desse trabalho outros pontos observados com certa frequência em outros estudos, como as relações causais entre crescimento econômico e consumo de renováveis – tendo a direção dessa relação variado entre os estudos –, além da causalidade bidirecional entre emissões e renováveis.

Os resultados dos testes de causalidade, porém, possuem resposta binárias, onde a relação é dada como existente ou inexistente. Por esse motivo é interessante observar os resultados da função resposta ao impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão, os quais permitem uma análise mais abrangente dos impactos entre as variáveis. Em relação as funções de resposta ao impulso, desconsiderando os impactos das variáveis sobre elas mesmas, os três impactos estatisticamente diferentes de zero foram: das emissões sobre o PIB; das renováveis sobre o PIB; das renováveis sobre as emissões. Juntas as variáveis parecem indicar, primeiramente, que o setor energético possui impacto relevante sobre o crescimento econômico. Isso pode ser visto a partir do fato de renováveis e emissões terem impacto sobre o PIB. Como as emissões do setor de energia são diretamente relacionadas às fontes não renováveis, pode-se concluir que a soma de ambos os impactos se aproxima ao impacto do setor energético como um todo. Outro ponto interessante é observar que as renováveis exercem um impacto negativo sobre as emissões, o que realça o papel das fontes renováveis na mitigação das emissões.

A decomposição da variância dos erros de previsão indica primeiramente que a variância dos erros do PIB é explicada basicamente pela sua própria variabilidade. Para o caso das renováveis o resultado é diferente, tendo cerca de 14% da variância dos erros explicada

pela variabilidade do PIB e 15% pela variabilidade das emissões. As emissões possuem uma contribuição ainda maior das demais variáveis, sendo que, após três períodos o PIB é responsável por 54% pela variância de seus erros, sendo as renováveis responsáveis por outros 4%. Ou seja, a variância dos erros das emissões pode ser melhor explicada pela variabilidade do PIB e por uma parcela das renováveis além da própria variável emissões. Esse fato parece indicar uma contribuição significativa do PIB sobre as emissões.

Os resultados desse trabalho são interessantes como um primeiro passo no estudo das relações de causalidade entre as variáveis, porém, é necessário avançar mais nesse tema. Em parte, os resultados de não causalidade entre as variáveis já eram esperados, dado que o modelo utilizado usa poucas variáveis explicativas e o período analisado – o qual foi estipulado através da disponibilidade de dados oficiais – é relativamente curto.

Para futuros trabalhos, e como sugerido por Tiba e Omri (2017), a utilização de metodologias mais sofisticadas que considere a não linearidade dada pela relação de Kuznetz e um maior número de variáveis. Alguns exemplos de variáveis utilizadas por outros trabalhos, que são interessantes na melhora do modelo, são capital, trabalho, inserção no comércio internacional, desenvolvimento financeiro, entre outras. Além disso, é perceptível a melhora dos resultados ao utilizar-se dados de fontes de energia mais desagregados.

A área de pesquisa na qual esse trabalho está inserido é muito importante para o país, porém ainda é pouco explorada. O avanço no acesso a dados de qualidade e no fomento de pesquisas na área deve ser tratado como prioridade, se o que se almeja é um desenvolvimento nacional sustentável e duradouro.

## REFERÊNCIAS

- ABB. **Energy Efficiency in the Power Grid**. Relatório. Norwalk: ABB, 2007. Disponível em: <[http://www04.abb.com/global/seitp/seitp202.nsf/e308f3e92d9a8fc5c1257c9f00349c99/64cee3203250d1b7c12572c8003b2b48/\\$FILE/Energy+efficiency+in+the+power+grid.pdf](http://www04.abb.com/global/seitp/seitp202.nsf/e308f3e92d9a8fc5c1257c9f00349c99/64cee3203250d1b7c12572c8003b2b48/$FILE/Energy+efficiency+in+the+power+grid.pdf)>.
- ABB. **Energy efficiency: the fast track to a sustainable energy future**. Relatório. Zurique: ABB, 2015. Disponível em: <<http://new.abb.com/docs/default-source/better-world/abb-energy-efficiency-paper.pdf>>.
- ACARAVCIA, A.; OZTURK, I. On the relationship between energy consumption, CO2 emissions and economic growth in Europe. **Energy**, [s. l.], v. 35, n. 12, p. 5412–5420, 2010.
- AKAIKE, H. Statistical predictor identification. **Annals of the Institute of Statistical Mathematics**, [s. l.], v. 22, n. 1, p. 203–217, 1970.
- AKAIKE, H. Likelihood of a model and information criteria. **Journal of Econometrics**, [s. l.], v. 16, n. 1, p. 3–14, 1981.
- ALLARD, A.; TAKMAN, J.; UDDIN, G. S.; AHMED, A. The N-shaped Environmental Kuznets Curve: an empirical evaluation using a panel quantile regression approach. **Environmental Science and Pollution Research**, Heidelberg, v. 25, n. 6, p. 5848–5861, 2018.
- ANG, J. B. CO2 emissions, energy consumption, and output in France. **Energy Policy**, [s. l.], v. 35, n. 10, p. 4772–4778, 2007.
- ANTONAKAKIS, N.; CHATZIANTONIOU, I.; FILIS, G. Energy consumption, CO2 emissions, and economic growth: An ethical dilemma. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 68, n. 1, p. 808–824, 2017.
- APERGIS, N.; PAYNE, J. Renewable energy, output, CO2 emissions, and fossil fuel prices in Central America: Evidence from a nonlinear panel smooth transition vector error correction model. **Energy Economics**, [s. l.], v. 42, p. 226–232, 2014.
- APERGIS, N.; PAYNE, J. E.; MENYAH, K.; WOLDE-RUFAEL, Y. On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. **Ecological Economics**, [s. l.], v. 69, n. 11, p. 2255–2260, 2010.
- BAUM, S. D.; HAQQ-MISRA, J. D.; KARMOSKY, C. Climate Change: Evidence of Human Causes and Arguments for Emissions Reduction. **Science and Engineering Ethics**, [s. l.], v. 18, n. 2, p. 393–410, 2012.
- BECKERMAN, W. Economic growth and the environment: Whose growth? Whose environment? **World Development**, Oxford, v. 20, n. 4, p. 481–496, 1992.

- BEKHET, H. A.; MATAR, A.; YASMIN, T. CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, economic growth, and financial development in GCC countries: Dynamic simultaneous equation models. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 70, p. 117–132, 2017.
- BHATTACHARYA, M.; PARAMATI, S. R.; OZTURK, I.; BHATTACHARYA, S. The effect of renewable energy consumption on economic growth: Evidence from top 38 countries. **Applied Energy**, [s. l.], v. 162, p. 733–741, 2016.
- BORETTI, A. Comparison of fuel economies of high efficiency diesel and hydrogen engines powering a compact car with a flywheel based kinetic energy recovery systems. **International Journal of Hydrogen Energy**, [s. l.], v. 35, n. 16, p. 8417–8424, 2010.
- BOWDEN, N.; PAYNE, J. E. The causal relationship between U.S. energy consumption and real output: A disaggregated analysis. **Journal of Policy Modeling**, [s. l.], v. 31, n. 2, p. 180–188, 2009.
- BP. **Statistical Review of World Energy 2018**. Relatório. Londres: BP, 2018. Disponível em: <<https://bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>>.
- BRASIL. **Contribuição Nacionalmente Determinada para Consecução do Objetivo da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima**. Relatório. Brasília: Itamaraty, 2015. Disponível em: <[http://itamaraty.gov.br/images/ed\\_desenvsust/BRASIL-iNDC-portugues.pdf](http://itamaraty.gov.br/images/ed_desenvsust/BRASIL-iNDC-portugues.pdf)>.
- BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage, 2015.
- CARTER, A. P. Energy, environment, and economic growth. **Bell Journal of Economics & Management Science**, [s. l.], v. 5, n. 2, p. 578–592, 1974.
- CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 3, p. 587–615, 2010.
- CHAN, C. K.; YAO, X. Air pollution in mega cities in China. **Atmospheric Environment**, [s. l.], v. 42, n. 1, p. 1–42, 2008.
- CHEN, P. Y.; CHEN, S. T.; HSU, C. S.; CHEN, C. C. Modeling the global relationships among economic growth, energy consumption and CO<sub>2</sub> emissions. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 65, p. 420–431, 2016.
- CHEN, S. T.; KUO, H. I.; CHEN, C. C. The relationship between GDP and electricity consumption in 10 Asian countries. **Energy Policy**, [s. l.], v. 35, n. 4, p. 2611–2621, 2007.
- DE JANOSI, P. E.; GRAYSON, L. E. Patterns of energy consumption and economic growth and structure. **The Journal of Development Studies**, [s. l.], v. 8, n. 2, p. 241–249, 1972.

- DE OLIVEIRA, C. M.; DE MELLO BANDEIRA, R. A.; GOES, G. V.; GONÇALVES, D. N. S.; DE ALMEIDA D'AGOSTO, M. Sustainable vehicles-based alternatives in last mile distribution of urban freight transport: A Systematic literature review. **Sustainability**, [s. l.], v. 9, n. 8, p. 1–15, 2017.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, [s. l.], v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981.
- EIA. **How much carbon dioxide is produced when different fuels are burned?** 2018. Disponível em: <<http://eia.gov/tools/faqs/faq.php?id=73>>.
- EICHENGREEN, B. B.; GUPTAY, P. The two waves of service-sector growth. **Oxford Economic Papers**, [s. l.], v. 65, n. 1, p. 96–123, 2013.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, [s. l.], v. 64, n. 4, p. 813–836, 1996.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. Hoboken, NJ: Wiley, 2014.
- ENGLE, R.; GRANGER, C. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, [s. l.], v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- EPE. **O Compromisso do Brasil no Combate às Mudanças Climáticas : Produção e Uso de Energia**. Relatório. Brasília: EPE, 2016. Disponível em: <<http://epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/nota-tecnica-cop21>>.
- EPE. **Balanco Energético Nacional 2017: Ano base 2016**. Relatório. Brasília: EPE, 2017. Disponível em: <<http://epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/Balanco-Energetico-Nacional-2017>>.
- FANG, Y. Economic welfare impacts from renewable energy consumption: The China experience. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 15, n. 9, p. 5120–5128, 2011.
- FORSTER, B. A. A note on economic growth and environmental quality. **The Swedish Journal of Economics**, [s. l.], v. 74, n. 2, p. 281, 1972.
- FUNTOWICZ, S.; RAVETZ, R. Science for the Post-Normal Age. **Futures**, [s. l.], v. 25, n. 7, p. 739–755, 1993.
- GIFFORD JR., A. Pollution, technology, and economic growth. **Southern Economic Journal**, Tuscaloosa, v. 40, n. 2, p. 210, 1973.
- GILLAND, B. Population, economic growth, and energy demand, 1985-2020. **Population & Development Review**, [s. l.], v. 14, n. 2, p. 233–244, 1988.
- GODARD, O. L'ambivalence de la précaution et la transformation des rapports entre science et décision. In: GODARD, O. (Ed.). **Le principe de précaution: dans la conduite des affaires humaines**. Paris: MSH/INRA, 1997. p. 37–83.

- GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, [s. l.], v. 37, n. 3, p. 424, 1969.
- GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, Cambridge, v. No. 3914, p. 57, 1991.
- HALKOS, G. E. Environmental Kuznets Curve for sulfur: evidence using GMM estimation and random coefficient panel data models. **Environment and Development Economics**, [s. l.], v. 8, n. 04, p. 581–601, 2003.
- HANLON, W. W. Coal smoke and the costs of the Industrial Revolution. **National Bureau of Economic Research Working Paper Series**, Cambridge, v. 22921, 2016.
- HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The Determination of the Order of an Autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society. Series B**, [s. l.], v. 41, n. 2, p. 190–195, 1979.
- HOFFMANN, R. **Análise de Regressão - Uma Introdução à Econometria**. 4. ed. São Paulo: Hucitec, 2006.
- HÖÖK, M.; TANG, X. Depletion of fossil fuels and anthropogenic climate change-A review. **Energy Policy**, [s. l.], v. 53, n. 1, p. 797–809, 2013.
- HU, J.; HERNANDEZ-DEL-VALLE, A.; MARTINEZ-GARCIA, M. A. Environmental pollution and economic growth in China: A test of the Environmental Kuznets Curve. **Journal of Geoscience and Environment Protection**, [s. l.], v. 5, n. 10, p. 92–100, 2017.
- IEA. **Energy Efficiency: Market Report 2016**. Relatório. Paris: IEA, 2016. Disponível em: <<https://iea.org/newsroom/news/2016/october/energy-efficiency-market-report-2016.html>>.
- IEA. **Electricity Information: Overview 2017**. Relatório. Paris: IEA, 2017. Disponível em: <<https://webstore.iea.org/world-energy-outlook-2017>>.
- IPCC. **Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change** (Core Writing Team, L. A. Meyer, R. K. Pachauri, Eds.). Relatório. Gênova: IPCC, 2014. Disponível em: <<http://doi.org/10.1017/CBO9781107415324%0A>>.
- ITF. **The carbon footprint of global trade: Tackling emissions from international freight transport**. Relatório. Paris: ITF, 2015 a. Disponível em: <<https://itf-oecd.org/carbon-footprint-global-trade>>.
- ITF. **A New Paradigm for Urban Mobility: How fleets of shared vehicles can end the car dependency of cities**. Relatório. Paris: ITF: OCDE, 2015 b. Disponível em: <<http://itf-oecd.org/new-paradigm-urban-mobility>>.

- JANSSENS-MAENHOUT, G.; CRIPPA, M.; GUIZZARDI, D.; MUNTEAN, M.; SCHAAF, E.; OLIVIER, J. G. J.; PETERS, J. A. H. W.; SCHURE, K. M. **Fossil CO<sub>2</sub> & GHG emissions of all world countries**. Relatório. Ispra: Joint Research Centre: European Commission, 2017. Disponível em: <<http://doi.org/10.2760/709792>>.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, [s. l.], v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, [s. l.], v. 53, n. 1–3, p. 211–244, 1992.
- JONES, H. **What's put the spark in Norway's electric car revolution?** 2018. Disponível em: <<http://theguardian.com/money/2018/jul/02/norway-electric-cars-subsidies-fossil-fuel>>.
- KAIKA, D.; ZERVAS, E. The Environmental Kuznets Curve (EKC) theory - Part A: Concept, causes and the CO<sub>2</sub> emissions case. **Energy Policy**, [s. l.], v. 62, p. 1392–1402, 2013.
- KANDER, A.; LINDMARK, M. Energy consumption, pollutant emissions and growth in the long run: Sweden through 200 years. **European Review of Economic History**, [s. l.], v. 8, n. 3, p. 297–335, 2004.
- KANG, Y.-Q.; ZHAO, T.; YANG, Y.-Y. Environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions in China: A spatial panel data approach. **Ecological Indicators**, [s. l.], v. 63, p. 231–239, 2016.
- KARANFIL, F. Energy consumption and economic growth revisited: Does the size of unrecorded economy matter? **Energy Policy**, [s. l.], v. 36, n. 8, p. 3019–3025, 2008.
- KELLNER, F. Exploring the impact of traffic congestion on CO<sub>2</sub> emissions in freight distribution networks. **Logistics Research**, [s. l.], v. 9, n. 21, p. 1–15, 2016.
- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, Pittsburgh, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955.
- LI, T.; WANG, Y.; ZHAO, D. Environmental Kuznets Curve in China: New evidence from dynamic panel analysis. **Energy Policy**, [s. l.], v. 91, p. 138–147, 2016.
- LORENTE, D. B.; ÁLVAREZ-HERRANZ, A. Economic growth and energy regulation in the environmental Kuznets curve. **Environmental Science and Pollution Research**, Heidelberg, v. 23, n. 16, p. 16478–16494, 2016.
- MATHEWS, T. Flywheel Based Kinetic Energy Recovery Systems (KERS) Integrated In Vehicles. **International Journal of Engineering Science and Technology**, [s. l.], v. 5, n. 9, p. 975–5462, 2013.
- MEADOWS, D. H.; MEADOWS, D. L.; RANDERS, J.; III, W. W. B. **The limits to growth**. Nova York: Universe Books, 1972.

- MENYAH, K.; WOLDE-RUFAEL, Y. Energy consumption, pollutant emissions and economic growth in South Africa. **Energy Economics**, [s. l.], v. 32, n. 6, p. 1374–1382, 2010.
- NORWEGIAN MINISTRY OF CLIMATE AND ENVIRONMENT. **Norway's Seventh National Communication: Under the Framework Convention on Climate Change**. Relatório. Oslo: Norwegian Ministry of Climate and Environment, 2018. Disponível em: <<http://regjeringen.no/contentassets/52d65a62e2474bafa21f4476380cffda/t-1563e.pdf>>.
- OCAL, O.; ASLAN, A. Renewable energy consumption–economic growth nexus in Turkey. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 28, p. 494–499, 2013.
- OMRI, A. An international literature survey on energy-economic growth nexus: Evidence from country-specific studies. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 38, p. 951–959, 2014.
- OZOKCU, S.; OZDEMIR, O. Economic growth, energy, and environmental Kuznets curve. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 72, p. 639–647, 2017.
- OZTURK, I. A literature survey on energy-growth nexus. **Energy Policy**, [s. l.], v. 38, n. 1, p. 340–349, 2010.
- PANAYOTOU, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. **International Labour Organization Working Papers**, Gênova, v. WEP2-22/WP, n. January, p. 42, 1993.
- PAO, H.; LI, Y.; FU, H. Clean energy , non-clean energy , and economic growth in the MIST countries. **Energy Policy**, [s. l.], v. 67, p. 932–942, 2014.
- PAO, H. T.; FU, H. C. Renewable energy, non-renewable energy and economic growth in Brazil. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 25, p. 381–392, 2013.
- PAYNE, J. E. A survey of the electricity consumption-growth literature. **Applied Energy**, [s. l.], v. 87, n. 3, p. 723–731, 2010.
- PAYNE, J. E. On biomass energy consumption and real output in the US. **Energy Sources, Part B: Economics, Planning and Policy**, [s. l.], v. 6, n. 1, p. 47–52, 2011.
- PFAFF, B. **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R**. 2. ed. [s.l.] : Springer, 2008. v. 30
- POUDEL, B.; PAUDEL, K.; BHATTARAI, K. Searching for an Environmental Kuznets Curve in carbon dioxide pollutant in latin american countries. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, [s. l.], v. 41, n. 1, p. 13–27, 2009.
- RAFINDADI, A. A.; OZTURK, I. Impacts of renewable energy consumption on the German economic growth: Evidence from combined cointegration test. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 75, p. 1130–1141, 2017.

- ROCKSTRÖM, J.; STEFFEN, W.; NOONE, K.; PERSSON, Å.; CHAPIN, F. S.; LAMBIN, E.; LENTON, T. M.; SCHEFFER, M.; FOLKE, C.; SCHELLNHUBER, H. J.; NYKVIST, B.; DE WIT, C. A.; HUGHES, T.; VAN DER LEEUW, S.; RODHE, H.; SÖRLIN, S.; SNYDER, P. K.; COSTANZA, R.; SVEDIN, U.; FALKENMARK, M.; KARLBERG, L.; CORELL, R. W.; FABRY, V. J.; HANSEN, J.; WALKER, B.; LIVERMAN, D.; RICHARDSON, K.; CRUTZEN, P.; FOLEY, J. A safe operating space for humanity. **Nature**, [s. l.], v. 461, p. 472–475, 2009.
- SADORSKY, P. Renewable energy consumption , CO2 emissions and oil prices in the G7 countries. **Energy Economics**, [s. l.], v. 31, n. 3, p. 456–462, 2009 a.
- SADORSKY, P. Renewable energy consumption and income in emerging economies. **Energy Policy**, [s. l.], v. 37, n. 10, p. 4021–4028, 2009 b.
- SALIM, R. A.; RAFIQ, S. Why do some emerging economies proactively accelerate the adoption of renewable energy? **Energy Economics**, [s. l.], v. 34, n. 4, p. 1051–1057, 2012.
- SARI, R.; EWING, B. T.; SOYTAS, U. The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach. **Energy Economics**, [s. l.], v. 30, n. 5, p. 2302–2313, 2008.
- SCHMIDT, J.; GASS, V.; SCHMID, E. Land use changes, greenhouse gas emissions and fossil fuel substitution of biofuels compared to bioelectricity production for electric cars in Austria. **Biomass and Bioenergy**, [s. l.], v. 35, n. 9, p. 4060–4074, 2011.
- SCHWARTZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, [s. l.], v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978.
- SEEG. **Emissões de GEE no Brasil e suas implicações para políticas públicas e a contribuição brasileira para o Acordo de Paris**. Relatório. São Paulo: SEEG, 2018 a. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/wp-content/uploads/2018/08/Relatorios-SEEG-2018-Sintese-FINAL-v1.pdf>>.
- SEEG. **Emissões do Setor de Mudança de Uso da Terra**. Relatório. São Paulo: SEEG, 2018 b. Disponível em: <[http://seeg.eco.br/wp-content/uploads/2017/08/Relatorios-Seeg-2017\\_MUT\\_final.pdf](http://seeg.eco.br/wp-content/uploads/2017/08/Relatorios-Seeg-2017_MUT_final.pdf)>.
- SEEG. **Emissões do setor de agropecuária**. Relatório. São Paulo: SEEG, 2018 c. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/wp-content/uploads/2018/06/relatorios-SEEG-2018-agro-final-v1.pdf>>.
- SEEG. **Emissões dos setores de energia, processos industriais e uso de produtos**. Relatório. São Paulo: SEEG, 2018 d. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/wp-content/uploads/2018/05/Relatorios-SEEG-2018-Energia-Final-v1.pdf>>.
- SHAFIK, N.; BANDYOPADHYAY, S. Economic growth and environmental quality: time series and cross-country evidence. **Policy Research Working Paper Series**, Washington, DC, v. WPS 904, p. 55, 1992.

- SHAHBAZ, M.; RASOOL, G.; AHMED, K.; MAHALIK, M. K. Considering the effect of biomass energy consumption on economic growth: Fresh evidence from BRICS region. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 60, p. 1442–1450, 2016.
- SHAHBAZ, M.; ZESHAN, M.; AFZA, T. Is energy consumption effective to spur economic growth in Pakistan? New evidence from bounds test to level relationships and Granger causality tests. **Economic Modelling**, [s. l.], v. 29, n. 6, p. 2310–2319, 2012.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, [s. l.], v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.
- SQUALLI, J. Electricity consumption and economic growth: Bounds and causality analyses of OPEC members. **Energy Economics**, [s. l.], v. 29, n. 6, p. 1192–1205, 2007.
- THE NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES. **Climate Change: Evidence and Causes**. Relatório. Washington, DC: The National Academies Press, 2014. Disponível em: <[doi.org/10.17226/18730](https://doi.org/10.17226/18730)>.
- TIBA, S.; OMRI, A. Literature survey on the relationships between energy, environment and economic growth. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, [s. l.], v. 69, p. 1129–1146, 2017.
- TIWARI, A. K. A structural VAR analysis of renewable energy consumption , real GDP and CO2 emissions: Evidence from India. **Economics Bulletin**, [s. l.], v. 31, n. 2, p. 1793–1806, 2011.
- TUGCU, C. T.; OZTURK, I.; ASLAN, A. Renewable and non-renewable energy consumption and economic growth relationship revisited: Evidence from G7 countries. **Energy Economics**, [s. l.], v. 34, n. 6, p. 1942–1950, 2012.
- UNEP. **The Emissions Gap Report 2017**. Relatório. Nairobi: UNEP, 2017. Disponível em: <<http://unenvironment.org/resources/emissions-gap-report-2017>>.
- UNITED NATIONS. **United Nations Framework Convention on Climate Change**. Relatório. Nova York: UN, 1992. Disponível em: <<http://unfccc.int/sites/default/files/conveng.pdf>>.
- WANG, S.; LI, Q.; FANG, C.; ZHOU, C. The relationship between economic growth, energy consumption, and CO2 emissions: Empirical evidence from China. **Science of the Total Environment**, [s. l.], v. 542, p. 360–371, 2016.
- WOOLDRIDGE, J. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. 6. ed. Mason, OH: Cengage, 2015.
- XUEMEI, H.; MINGLIANG, Z.; SU, L. Research on the relationship of economic growth and environmental pollution in Shandong province based on environmental Kuznets curve. **Energy Procedia**, [s. l.], v. 5, p. 508–512, 2011.

## APÊNDICE A – Modelo VAR Estimado

**Tabela A1 – Equações do Modelo VAR(1) Estimado**

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: PIB.Real, CO2.Energia, Reno
Deterministic variables: const
Sample size: 45
Log Likelihood: 284.49
Call:
VAR(y = dPCR, p = 1, type = c("const"))
```

Estimation results for equation PIB.Real:

```
=====
PIB.Real = PIB.Real.l1 + CO2.Energia.l1 + Reno.l1 + const
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
PIB.Real.l1  0.485530   0.231078   2.101  0.0418 *
CO2.Energia.l1 -0.026107   0.204683  -0.128  0.8991
Reno.l1      0.014700   0.199725   0.074  0.9417
const       0.016704   0.008416   1.985  0.0539 .
```

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03625 on 41 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.2202, Adjusted R-squared: 0.1632  
F-statistic: 3.86 on 3 and 41 DF, p-value: 0.01603

Estimation results for equation CO2.Energia:

```
=====
CO2.Energia = PIB.Real.l1 + CO2.Energia.l1 + Reno.l1 + const
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
PIB.Real.l1  0.428419   0.263124   1.628  0.111
CO2.Energia.l1 0.130277   0.233069   0.559  0.579
Reno.l1     -0.273539   0.227423  -1.203  0.236
const       0.015584   0.009583   1.626  0.112
```

Residual standard error: 0.04127 on 41 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.2274, Adjusted R-squared: 0.1709  
F-statistic: 4.022 on 3 and 41 DF, p-value: 0.01345

Estimation results for equation Reno:

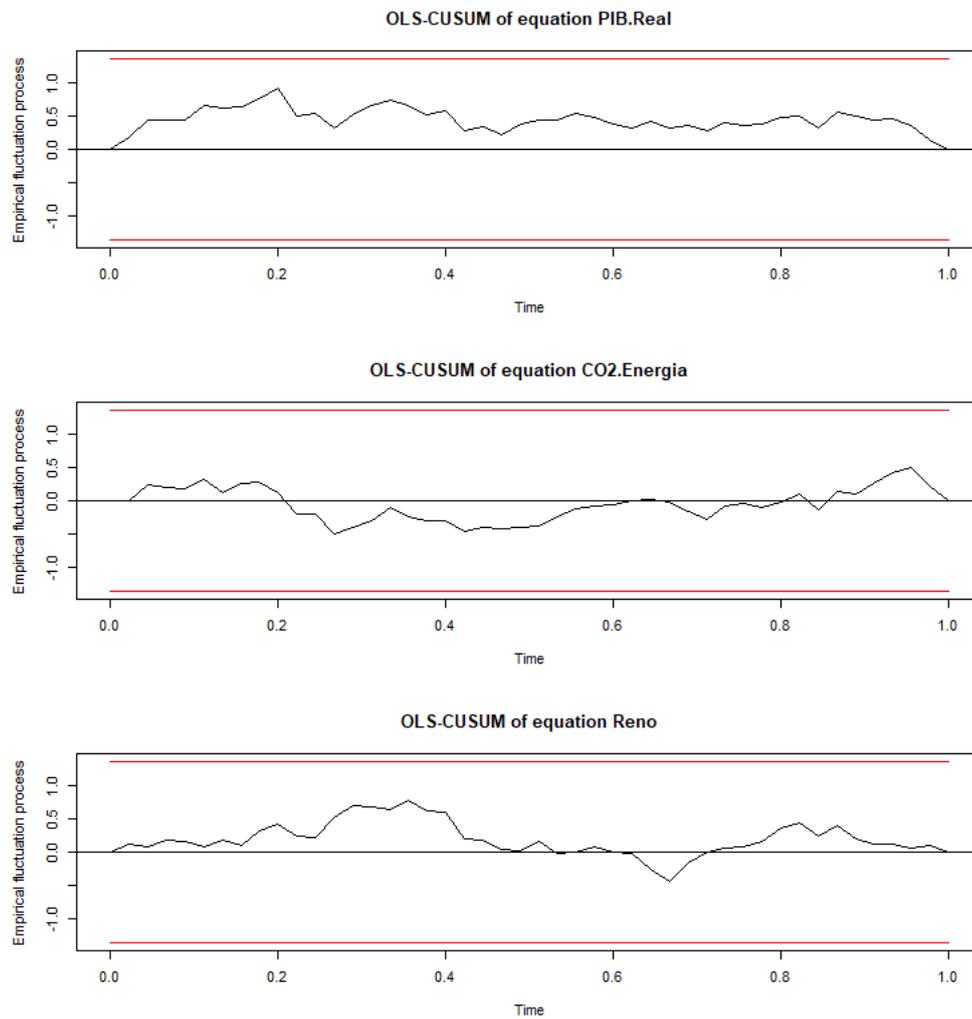
```
=====
Reno = PIB.Real.l1 + CO2.Energia.l1 + Reno.l1 + const
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
PIB.Real.l1  -0.029459   0.202043  -0.146  0.88479
CO2.Energia.l1 -0.100549   0.178965  -0.562  0.57729
Reno.l1      0.294346   0.174630   1.686  0.09948 .
const       0.022516   0.007359   3.060  0.00389 **
```

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.03169 on 41 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.1178, Adjusted R-squared: 0.05324  
F-statistic: 1.825 on 3 and 41 DF, p-value: 0.1577

**Tabela A2 – Raízes do Modelo VAR(1) Estimado**

<b>0.44015487</b>	<b>0.44015487</b>	<b>0.04010262</b>
-------------------	-------------------	-------------------

**Gráfico A1 – Estabilidade dos Parâmetros do Modelo**

**Tabela A3 – Resultado do Teste de Normalidade**

Variável	Estatística	df	p-valor
PIB	3,0084	2	0,2222
Emissões	1,4819	2	0,4767
Renováveis	0,3141	2	0,8547
Multivariado	4,0499	6	0,6699

**Tabela A4 – Resultados do Teste de Homocedasticidade**

Teste	Estatística	df	p-valor
PIB	1,7482	8	0,9878
Emissões	4,6679	8	0,7924
Renováveis	7,6544	8	0,4679
Multivariado	156,05	144	0,2326

**Tabela A5 – Teste de Correlação Serial de Pormanteau Ajustado**

Defasagens	Estatística	p-valor
2	7,1394	0,6226
3	11,532	0,8704
4	19,867	0,8363
5	28,215	0,8195
6	32,751	0,9130
7	47,031	0,7379
8	50,929	0,8627

**Tabela A6 – Teste de Correlação Serial de Breush-Godfrey**

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor</b>
2	11,806	0,8571
3	20,062	0,8282
4	31,050	0,7030
5	38,920	0,7261
6	47,965	0,7051
7	59,092	0,6163
8	65,888	0,6803