



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E
CONTABILIDADE – FEAAC
PROGRAMA DE ECONOMIA PROFISSIONAL – PEP

SAMARA CRISTINA OLIVEIRA MELO

ATIVIDADE ECONÔMICA, PRODUÇÃO DE ENERGIA E AS EMISSÕES DE
GASES DE EFEITO ESTUFA NO BRASIL

FORTALEZA

2019

SAMARA CRISTINA OLIVEIRA MELO

**ATIVIDADE ECONÔMICA, PRODUÇÃO DE ENERGIA E AS EMISSÕES DE
GASES DE EFEITO ESTUFA NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Biblioteca Universitária
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

- M486a Melo, Samara Cristina Oliveira.
Atividade econômica, produção de energia e as emissões de gases de efeito estufa no Brasil /
Samara Cristina Oliveira Melo. – 2019.
40 f. : il. color.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia,
Administração, Atuária e Contabilidade, Mestrado Profissional em Economia do Setor Público,
Fortaleza, 2019.
Orientação: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.
1. Emissões de gases de efeito estufa. 2. Atividade econômica. 3. Produção de energia por
fontes renováveis. I. Título.

CDD 330

SAMARA CRISTINA OLIVEIRA MELO

**ATIVIDADE ECONÔMICA, PRODUÇÃO DE ENERGIA E AS EMISSÕES DE
GASES DE EFEITO ESTUFA NO BRASIL**

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Economia Profissional – PEP, da Universidade Federal do Ceará - UFC, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia. Área de Concentração: Economia do Setor Público.

Aprovada em: **16 de julho de 2019.**

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Elano Ferreira Arruda
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Rodolfo Herald da Costa Campos
Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (UERN)

RESUMO

Há um esforço em todo o mundo no sentido de identificar as causas da intensificação do efeito estufa e estabelecer medidas adequadas para a redução do avanço das emissões antropogênicas dos gases causadores deste efeito (GEE). A queima de combustível fóssil é tomada como a principal fonte de emissão de dióxido de carbono, considerado o GEE antropogênico mais importante. No entanto, a principal fonte emissora deste gás no Brasil é a mudança de uso do solo, mais propriamente o desmatamento. O presente estudo propôs analisar para o Brasil, as relações entre as emissões de GEE considerando suas várias origens, a atividade econômica, considerando o PIB, e a produção de energia. Utilizou-se um vetor de correção de erros (VEC), adequado para séries temporais multivariadas que apresentam componentes cointegrados. O período analisado abrangeu os anos de 1970 a 2017. Os resultados mostraram relação de equilíbrio de longo prazo no sistema analisado. Estimou-se que o crescimento de 1% do PIB implica em aumento de 0,5% das emissões de GEE. Estas também se elevam em 0,72% diante de um aumento de 1% na produção de energia oriundas de fontes não renováveis e reduzem em 2,16% frente ao aumento de 1% na produção de energia por fontes renováveis. Pode-se inferir que há importante dependência das emissões de GEE em relação à produção de energia por fontes renováveis. Os resultados sugerem que o desenvolvimento de políticas e o incentivo a investimentos voltados ao aumento da produção desse tipo de energia podem contribuir para a redução das emissões no Brasil.

Palavras-chave: Emissões de gases de efeito estufa. Atividade econômica. Produção de energia por fontes renováveis.

ABSTRACT

There is a worldwide effort to identify the causes of greenhouse gas intensification and to establish appropriate measures to reduce the advance of anthropogenic GHG emissions. The use of fossil fuel is taken as the main source of carbon dioxide emission, considered the most important anthropogenic GHG. However, the main source of this gas in Brazil is land-use change. The present study proposed to analyze for Brazil the relationships between GHG emissions, considering its various origins, economic activity, considering GDP, and energy production. It was used a error correction vector (VEC), applied to multivariate time series with cointegrated components. The analyzed period covered the years from 1970 to 2017. The results showed long-term equilibrium relation in the analyzed system. It has been estimated that 1% GDP growth implies a 0.5% increase in GHG emissions. Emissions also rise by 0.72% in the face of a 1% increase in energy production from non-renewable sources and reduce by 2.16% due to a 1% increase in energy production from renewable sources. It can be inferred that there is an important dependency on GHG emissions in relation to the production of energy by renewable sources. The results suggest that the development of policies and the incentive to investments aimed at increasing the production of this type of energy can contribute to the reduction of emissions in Brazil.

Keywords: Emissions of greenhouse gases. Economic activity. Production of energy from renewable sources.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Estimativas de emissões de CO ₂ e (t) no Brasil por setor.....	16
Figura 2 - Estimativas de emissões de CO ₂ e (t) no Brasil por atividade econômica.....	17

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Evolução temporal das emissões de CO ₂	27
Gráfico 2 - Evolução temporal do PIB.....	27
Gráfico 3 - Evolução temporal da produção de energia por fontes renováveis.....	27
Gráfico 4 - Evolução temporal da produção de energia por fontes não renováveis.....	27
Gráfico 5 - Resposta da variável LCO ₂ a impulso de curto prazo nas demais variáveis.....	32
Gráfico 6 - Resposta da variável LPIB a impulso de curto prazo nas demais variáveis.....	32

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das variáveis utilizadas no modelo.....	25
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste ADF de raiz unitária.....	28
Tabela 2 - Teste ADF de raiz unitária para variáveis em logaritmo.....	28
Tabela 3 - Teste de raiz unitária com quebra.....	29
Tabela 4 - Critério de seleção de ordem de defasagem.....	29
Tabela 5 - Teste Traço para cointegração.....	30
Tabela 6 - Teste de causalidade de Granger em bloco.....	32
Tabela 7 - Decomposição da variância do erro de previsão.....	34

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Teste aumentado de Dickey-Fuller
AR5	Quinto Relatório de Avaliação sobre o Meio Ambiente
CGE	Equilíbrio Geral Computável
CO ₂	Dióxido de Carbono
CO _{2e}	Dióxido de Carbono Equivalente
GEE	Gases de Efeito Estufa
GWP	Potencial de Aquecimento Global
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCC	Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas
MUT	Mudança de Uso da Terra
PIB	Produto Interno Bruto
SEEG	Sistema de Estimativa de Emissões de Gases de Efeito Estufa
UNFCCC	Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima
VAR	Modelo de Vetores Autorregressivos
VEC	Modelo de Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DE LITERATURA.....	13
2.1	Perfil das emissões de gases de efeito estufa no Brasil.....	15
2.2	Regulamentação relacionada às emissões de poluentes no Brasil.....	18
2.3	Revisão de literatura.....	20
3	METODOLOGIA E BASE DE DADOS.....	23
3.1	O modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC).....	23
3.2	Base de dados.....	24
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	27
4.1	Resultados do VEC.....	30
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	35
	REFERÊNCIAS.....	37

1 INTRODUÇÃO

Um dos problemas considerado mais relevante no debate global sobre crescimento econômico e questões ambientais é o acúmulo na atmosfera de gases geradores do efeito estufa (GEE)¹.

Segundo especialistas do Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas² (IPCC, 1990), as emissões de gases como dióxido de carbono, metano e óxido nítrico, produzidos pelo exercício da atividade humana, estão intensificando o efeito estufa e provocando mudanças no clima e o aumento da temperatura da superfície da Terra. Como consequência, aponta-se que esse aumento pode ocasionar significativos impactos na humanidade. Nicholas Stern (2006) avalia que as mudanças climáticas afetarão os elementos básicos da vida de pessoas em todo o mundo - acesso à água, produção de alimentos, saúde e meio ambiente. Centenas de milhões de pessoas poderão sofrer fome, escassez de água e inundações costeiras à medida que o mundo aquece.

As concentrações do dióxido de carbono (CO₂) na atmosfera, considerado o GEE antropogênico mais importante, são afetadas principalmente por dois processos: a queima de combustíveis fósseis e a mudança no uso da terra, como o desmatamento (IPCC, 1990).

Há um esforço de cientistas e governos de todo o mundo no sentido de identificar as causas e estabelecer medidas adequadas para a redução do avanço das emissões de GEE. No entanto, a tarefa não é fácil, especialmente porque, em sua grande maioria, as pesquisas indicam que as ações necessárias à redução das emissões passam pela desaceleração da economia.

Estudos como o de Tucker (1995), por exemplo, que examina o produto interno bruto (PIB) e as emissões de CO₂ por combustíveis fósseis de 137 países, ao longo de 21 anos, demonstram uma relação positiva entre as emissões de CO₂ e o PIB.

Para o Brasil, Cunha e Scalco (2013) verificam a relação entre o PIB e as emissões de CO₂ proveniente do consumo de petróleo, pelo período de 1980 a 2006. Estimam que no longo prazo um aumento de 1% no PIB eleva em 7,32% as emissões de CO₂.

¹O efeito estufa é um fenômeno que resulta no aquecimento adicional da atmosfera junto à superfície do planeta, intensificado pela concentração de certos gases. Estes gases são transparentes à luz solar que aquece a Terra, mas não deixam passar parte das ondas de calor emitidas pela superfície terrestre para o espaço externo. O equilíbrio entre a energia que chega do Sol e a que sai da Terra se altera, provocando o aumento da temperatura (VILLELA *et al.*, 2012).

² O Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC, sigla em inglês) é o órgão internacional criado pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) e pelo Programa das Nações Unidas para o Meio Ambiente (PNUMA), para avaliar a ciência relacionada à mudança climática.

Silva *et al.* (2012) destacam que a relação entre emissões, crescimento econômico e energia foi tratada na literatura por diferentes abordagens metodológicas. Embora com resultados diferentes de acordo com o país, período, variáveis e método utilizado para a análise, a maioria dos estudos ignora a desagregação de fontes de energia, em particular entre fontes renováveis e não renováveis. Os autores analisam para Dinamarca, Portugal, Espanha e EUA entre 1960 e 2004, como fontes de energia renováveis afetam o PIB e as emissões de CO₂. As estimativas mostram que para três países da amostra, o aumento da participação de fontes de energia renovável na geração de eletricidade teve custos econômicos em termos de PIB e diminuição evidente das emissões.

Soares e Lima (2013) analisam a relação entre energia, renda e emissões de CO₂ no Brasil, no período de 1962 a 2007. Os autores comprovam que choques positivos na produção de energia elétrica por fonte hidráulica impactam significativamente o nível de renda e as emissões de CO₂.

Em geral, as pesquisas consideram como variável de medida das emissões de GEE apenas o CO₂ proveniente da queima de combustíveis fósseis. No entanto, segundo dados compilados pelo Sistema de Estimativa de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG), a principal fonte emissora deste gás no Brasil é a mudança de uso do solo, mais propriamente o desmatamento. Também importantes se fazem as emissões do gás metano, decorrentes da agropecuária, principalmente a criação de gado. Nesse contexto, verificou-se que há uma lacuna no estudo das emissões de forma mais generalizada, que considere GEEs provenientes de outras fontes além da queima de combustíveis fósseis.

O presente trabalho pretende contribuir com o tema ao estimar, para o Brasil, no período de 1970 a 2017, a relação de equilíbrio de longo prazo entre essas emissões calculadas de uma forma mais ampla e medidas em termos de equivalência de CO₂, o PIB e a produção primária de energia renovável e não renovável. Para isso será utilizado um modelo vetorial de correção de erros (VEC). Além disso, verifica-se de que forma choques na produção de energia por fonte renováveis e não renováveis afetam as emissões gerais e a atividade econômica, através de funções impulso resposta.

Além desta introdução, o trabalho está dividido em quatro seções. Na segunda são apresentados resumos do perfil das emissões de GEE no Brasil e do cenário regulatório vigente no país e é feita uma breve revisão de literatura concernente ao tema. A seção seguinte expõe a metodologia e a base de dados utilizada para a análise. Na quarta seção são mostrados e discutidos os resultados obtidos na pesquisa. Por fim, apresentam-se as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DE LITERATURA

São intrínsecas ao exercício da atividade econômica a extração e a transformação de recursos naturais para o provimento dos bens e serviços destinados à satisfação das necessidades humanas. Também é inerente a essa atividade a devolução ao meio ambiente dos resíduos gerados nos processos produtivos e no consumo.

A partir da Revolução Industrial, século XVIII, com a introdução de novas tecnologias produtivas, novas máquinas, novos produtos e com a utilização de novas matérias-primas, especialmente combustíveis, a atividade econômica passou a exercer significativa pressão no meio ambiente tanto pela crescente utilização dos recursos naturais, quanto pelo aumento da geração de resíduos, provocando intensos impactos ambientais negativos.

A partir do final da década de 1960, a sociedade começou a se preocupar com os padrões de crescimento econômico frente à exploração dos recursos naturais. Em 1972, foi publicado o relatório “Os Limites do Crescimento”, elaborado por uma equipe do Instituto de Tecnologia de Massachusetts. Esse relatório modelou as consequências do crescimento da população mundial considerando os recursos naturais limitados, alertando que se as tendências de crescimento da população mundial, industrialização, poluição, produção de alimentos e do esgotamento de recursos se mantiverem inalteradas, os limites para o crescimento no planeta serão alcançados nos próximos cem anos (MEADOWS *et al.*, 1972).

William Nordhaus começou a estudar as interações entre sociedade e natureza nos anos 1970, à medida que os cientistas se preocupavam cada vez mais com a queima de combustíveis fósseis que estava resultando em um clima mais quente. Em meados da década de 1990, ele criou um modelo de avaliação integrada, ou seja, um modelo quantitativo que descreve a interação global entre a economia e o clima. Nesse contexto, colocou-se na pauta global o debate sobre as interações do homem com a natureza e as relações entre crescimento econômico e meio ambiente.

Um dos problemas considerado mais relevante nesse debate é o acúmulo na atmosfera dos gases geradores do efeito estufa (GEE). Em 1990, o Painel Intergovernamental sobre Mudanças Climáticas (IPCC, sigla em inglês) publicou o Primeiro Relatório de Avaliação sobre o Meio Ambiente. O relatório, produzido a partir da avaliação de diversas pesquisas científicas publicadas sobre o tema, traz como conclusão que as emissões resultantes de atividades humanas estão aumentando substancialmente as concentrações atmosféricas dos gases do efeito estufa: dióxido de carbono, metano, clorofluorcarbonos e óxido nitroso. Embora

o efeito estufa já exista como um fenômeno natural, estes aumentos irão acentuar esse efeito, resultando, em média, em um aquecimento adicional da superfície da Terra.

Segundo o IPCC (1990), o dióxido de carbono foi responsável por mais da metade do aumento do efeito estufa no passado, e provavelmente continuará assim no futuro. Desde a Revolução Industrial, a combustão de combustíveis fósseis e o desmatamento levaram a um aumento de 25% na concentração de dióxido de carbono na atmosfera. As concentrações de metano mais que dobraram devido à produção de arroz, à criação de gado, à queima de biomassa, à mineração de carvão e à ventilação de gás natural. O óxido nitroso aumentou cerca de 8% desde os tempos pré-industriais devido às atividades humanas, provavelmente com grande contribuição da agricultura.

As emissões globais de GEE decorrentes das atividades humanas cresceram desde os tempos pré-industriais, com um aumento de 70% entre 1970 e 2004. O dióxido de carbono (CO₂) é o GEE antropogênico mais importante. Suas emissões anuais cresceram cerca de 80% entre 1970 e 2004 e representaram 77% do total de emissões antropogênicas de GEE em 2004 (IPCC, 2007).

É muito provável que mais da metade do aumento observado na temperatura média da superfície global de 1951 a 2010, tenha sido causado pelo aumento antrópico nas concentrações de GEE, juntamente com outros fatores antropogênicos. Globalmente, o crescimento econômico e populacional são os fatores mais importantes no aumento das emissões de CO₂ provenientes da combustão de combustíveis fósseis. A contribuição do crescimento populacional entre 2000 e 2010 permaneceu aproximadamente idêntica às três décadas anteriores, enquanto a contribuição do crescimento econômico aumentou acentuadamente (IPCC, 2014).

Apesar de existirem controvérsias em torno do debate sobre as mudanças climáticas, é amplamente aceito que o avanço de emissões antropogênicas de gases de efeito estufa se faz atualmente a causa dominante do aquecimento global. Edmar Bacha (ARNT, 2010) acredita que o tema mudanças climáticas entrou como pauta de discussões da economia a partir do Relatório Stern³, de 2006. De acordo com Bacha, a consciência do problema vem crescendo, por um lado, a partir do acúmulo da evidência científica a respeito do aquecimento global, e, por outro, do acúmulo da evidência científica de que esse aquecimento global tem a ver com a

³ O Relatório Stern (STERN, 2006), elaborado por Nicholas Stern, estima que se nada for feito, os custos e os riscos globais da mudança climática serão equivalentes à perda de 5% a 20% do PIB global a cada ano. Por outro lado, os custos de reduzir as emissões para evitar piores impactos seria cerca de 1% do PIB.

atividade humana nos últimos dois séculos. Em resposta a essa questão, governos em todo o mundo vêm considerando medidas para reduzir o avanço dessas emissões (LEAL, 2015).

O Brasil vem participando das iniciativas e de acordos internacionais que objetivam a redução dos gases de efeito estufa. Em 2005, o país promulgou o Protocolo de Quioto, tratado internacional, criado em 1997, que define metas de redução das emissões de GEE, principalmente para os países desenvolvidos. Também é signatário do Acordo de Paris, aprovado pelos 195 países membros da Convenção-Quadro das Nações Unidas sobre Mudança do Clima (UNFCCC, sigla em inglês). Pelo Acordo, o Brasil se comprometeu a reduzir as emissões de gases de efeito estufa até o ano de 2030 em 43%, relativamente aos níveis de 2005, ou seja, atingir emissões de 1,2 bilhão de toneladas de carbono equivalente (tCO₂e)⁴. No setor energético, deverá alcançar uma participação estimada de 45% de energias renováveis na composição da matriz energética em 2030. As contribuições do Brasil correspondem a uma redução estimada em 75% em termos de intensidade de emissões - emissões de GEE por unidade do PIB - em 2030, em relação a 2005 (MMA, 2018).

2.1 Perfil das emissões de gases de efeito estufa no Brasil

As emissões globais de CO₂ pela queima de combustíveis fósseis contabilizaram, em 2017, 34,7 bilhões de toneladas. Os países maiores emissores são a China, com 9,8 bilhões e os Estados Unidos, com 5,3 bilhões. O Brasil ocupou a 13ª posição, com 476 milhões de toneladas. Quando tomada a razão entre quantidade de CO₂ e PIB, a chamada intensidade de emissão, a China ocupa a 15ª colocação (0,48 KgCO₂/PIB), os Estados Unidos em 40ª (0,31 KgCO₂/PIB) e o Brasil vem na 99ª posição (0,16 KgCO₂/PIB) (GCA, 2018).

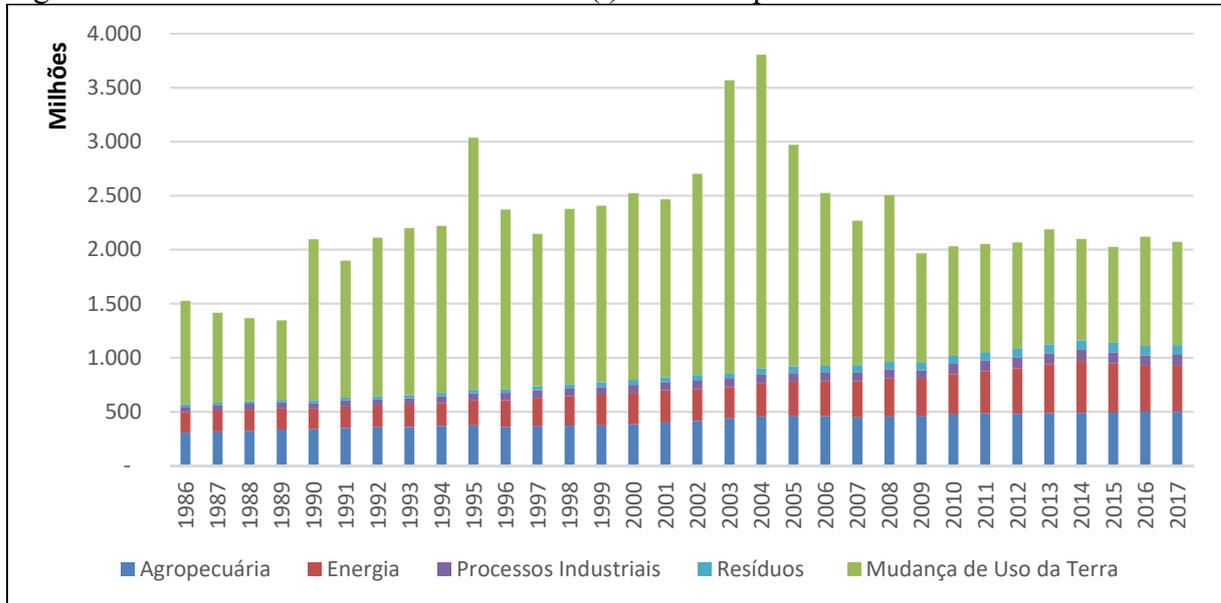
Dados que consideram as emissões totais de GEE apontam, no ano de 2012, 47,6 bilhões de toneladas de carbono equivalente (CO₂e) emitidas no mundo. Neste ranking, o Brasil ocupou a 6ª posição, com emissões aproximadas de 1,8 bilhão de toneladas de CO₂e (WRI, 2015), que correspondeu a 3,78% do total mundial no ano. Para se fazer um comparativo neste mesmo ano, quando tomadas apenas as emissões de CO₂ por combustíveis fósseis, o Brasil estava em 15º lugar (GCA, 2018).

⁴ A medida das emissões dos gases de efeito estufa é feita com base no gás dióxido de carbono (CO₂). Para o cálculo, as emissões de todos os gases são medidas em termos de equivalência de CO₂, conforme o potencial de aquecimento global (GWP, sigla em inglês). Por exemplo, uma tonelada de metano corresponde a vinte e oito toneladas de carbono equivalente (CO₂e) (SEEG, 2018). A quantidade de CO₂e é medida considerando a métrica do Quinto Relatório de Avaliação do IPCC, de 2014 (AR5, sigla em inglês).

Segundo dados do Sistema de Estimativa de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG), o Brasil emitiu, em 2017, 2,07 bilhões de toneladas de GEE (CO₂e). As emissões do país têm sido oriundas principalmente das mudanças de uso da terra (basicamente desmatamento), seguidas, com grande distância, das emissões do setor agropecuário (sobretudo fermentação entérica). Este perfil difere bastante do apresentado pelos países desenvolvidos, onde o setor energético é a principal fonte geradora desses gases. Isso significa que o principal indutor das emissões no Brasil, o desmatamento, não está atrelado ao crescimento socioeconômico do país e não contribui para seu desenvolvimento (MOTTA *et al.*, 2011).

A Figura 1 apresenta o panorama das emissões de CO₂e (t) no Brasil por grandes setores, no período de 1986 a 2017.

Figura 1 – Estimativas de emissões de CO₂e (t) no Brasil por setor



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados do SEEG

As emissões oriundas dos setores agropecuário e de processos industriais apresentam uma média de crescimento de 2% a cada ano. As emissões desses setores tiveram crescimento contínuo, de 47% e 92%, respectivamente, entre 1990 e 2017, porém menor que o setor de energia, que aumentou em 124% no período.

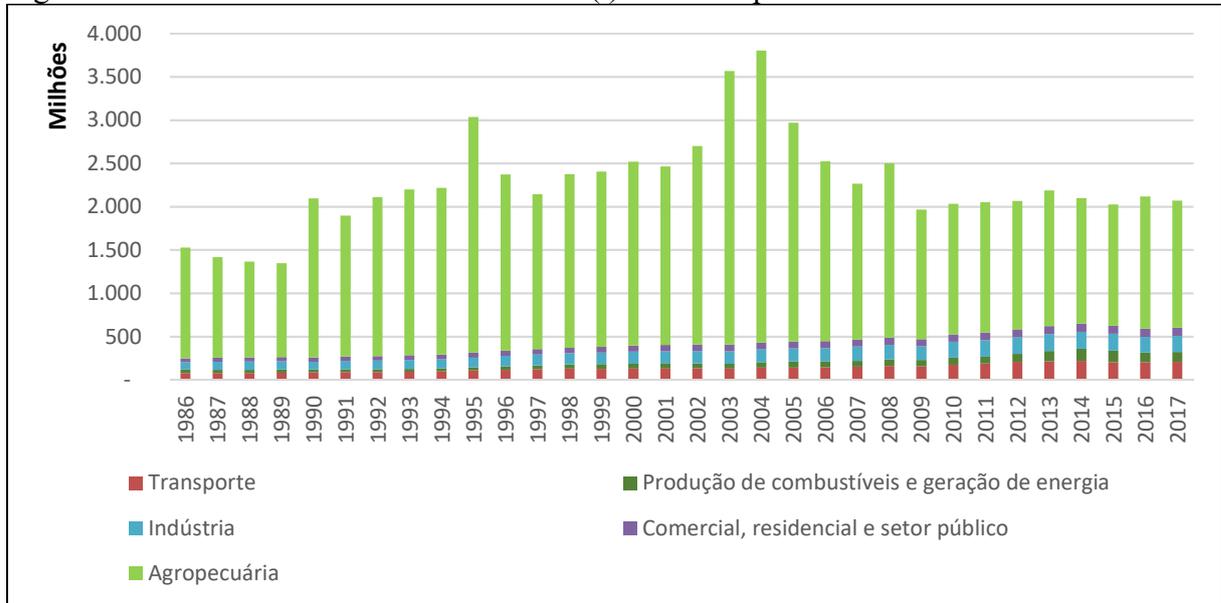
Desde 2009, as emissões de GEE no setor de energia aumentaram especialmente devido ao consumo de gasolina e diesel, além do aumento de geração termelétrica. Entre os anos 2010 e 2014, o aumento das emissões também esteve relacionado à crise hídrica e à política de preços de combustíveis que desestimulou o consumo de etanol (AZEVEDO; ANGELO, 2018). Vale ressaltar que, em 2016, a produção primária de energia por fontes renováveis no Brasil representou 43% do total, enquanto no mundo a participação foi de 14% (IEA, 2019).

O setor de resíduos responde pela menor parcela de emissões no Brasil, 4% em 2017. Teve crescimento médio de 5% entre 1986 e 2017, embora nos últimos seis anos o crescimento mostre uma tendência de queda.

Já o setor de mudança de uso da terra (MUT) apresenta uma trajetória bastante irregular, tendo picos de crescimento e de queda. A partir de 2005 mantém-se uma tendência de redução das emissões de GEE deste setor com uma média de 7%. Entre 2004 e 2014, o país alcançou uma queda expressiva da taxa de desmatamento na Amazônia Legal, em 82%, o que refletiu nas emissões do setor (INPE, 2019).

Podem-se observar também, na Figura 2, as emissões de GEE pela ótica da atividade econômica, alocadas em cinco grandes grupos.

Figura 2 – Estimativas de emissões de CO₂e (t) no Brasil por atividade econômica



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados do SEEG

A atividade agropecuária é historicamente responsável pela maior parte das emissões de GEE. Em 2017 a participação foi de 71%. Observa-se que a agropecuária segue a trajetória do setor de mudança de uso da terra. Picos de crescimento na quantidade emitida de GEE podem ser observados nos anos de 1990, 1995, 2003 e 2004, bem como reduções nos anos de 1996, 2005 e 2009. Isso ocorre pelo fato de que a atividade agropecuária tem base nos processos de alterações de uso do solo (principal representante do setor MUT). A conversão de floresta para pastagem ou agricultura gera emissões de CO₂ pela perda de estoques de carbono na retirada da floresta e sua queima (SEEG, 2018).

Em 1995, foi registrada a maior taxa de desmatamento da Amazônia Legal, mais de 29 mil quilômetros quadrados (INPE, 2019). No ano seguinte, o governo federal estabeleceu

Medida Provisória que ampliava a exigência vigente de manutenção de 50% de área de reserva legal para 80% em propriedade com cobertura florestal, bem como decretou a suspensão das autorizações e concessões para exploração de duas importantes espécies florestais madeireiras na região amazônica. O período entre 2001 e 2004 sofreu uma elevação acentuada nas emissões. A partir de 2003, o governo começou a desenvolver uma série de ações para conter a tendência de aumento do desmatamento ilegal, incluindo operações integradas de fiscalização por diversos órgãos competentes, aumento de autuações de infrações, e criação de áreas protegidas. Com relação à atividade econômica, observa-se que os picos de emissões de GEE no período de 2001 a 2003 foram acompanhados de baixo desempenho no PIB, em relação aos anos anteriores (a trajetória do PIB é mostrada no gráfico 2, na seção 4). Em outros períodos, a elevação das emissões também se defronta com uma queda no PIB (por exemplo, 1989 a 1990, 1993 a 1994, 1998 a 2000, e 2015 a 2016), cenário de aumento da poluição não acompanhada do aumento da geração de riqueza.

As demais atividades têm contribuído regularmente para o aumento nas emissões de GEE, com uma média de crescimento de 3% ao ano. As emissões da atividade de transporte corresponderam a 10% do total. Produção de combustíveis e geração de energia e atividades comercial, residencial e setor público contribuíram cada uma com 5%.

2.2 Regulamentação relacionada às emissões de poluentes no Brasil

A emissão de gases geradores do efeito estufa pela atividade humana é considerada uma externalidade negativa e seus custos não são incorporados aos bens e serviços espontaneamente pelo mercado, sendo absorvidos pela sociedade.

O problema da externalidade, conforme discutido em Biderman e Arvate (2004), surge porque quando as firmas ou indivíduos realizam suas ações, levam em consideração somente os benefícios e os custos privados, e não os benefícios e custos sociais. A degradação ambiental é considerada uma externalidade negativa na medida em que os efeitos negativos causam perda de bem-estar dos indivíduos. De acordo com a teoria econômica, a degradação tem como causa o fato de o meio ambiente prover recursos que são de propriedade comum, e por não estar sob a proteção dos direitos de propriedade, tende a ser explorado à exaustão. O nível de exploração e o uso acima do socialmente ótimo implicam a ineficiência na alocação do recurso. Para obter eficiência alocativa, o Estado pode se utilizar de mecanismos de correção tais como mecanismos baseados em instrumentos de mercado, a exemplo de impostos e tarifas; e políticas de comando-e-controle, a exemplo da regulação.

Por este motivo, governos de todo o mundo, no exercício de sua função reguladora, vêm realizando intervenções para inibir a produção excessiva de GEE e internalizar parte dos custos dessa externalidade nos mercados.

No Brasil, estão vigentes diversas políticas de proteção aos recursos naturais e de incentivo à economia de baixo carbono. Antes do acirramento do debate global sobre as emissões de GEE (inclusive, por outros fatores não diretamente vinculados à proteção ambiental), o país implementou importantes ações que embasaram esse cenário.

Relacionado ao setor de mudança de uso da terra, tem-se o código florestal, que dispõe sobre a proteção da vegetação nativa, criado em 1934 e atualmente regido pela Lei nº 12.651, de 2012. Por esta Lei foi criado o Cadastro Ambiental Rural, registro eletrônico obrigatório a todos os imóveis rurais, com a finalidade de integrar as informações ambientais referentes a áreas protegidas e formar base de dados para o controle, monitoramento e combate ao desmatamento. O Sistema Nacional de Unidades de Conservação, instituído no ano 2000, também veio corroborar para assegurar a conservação de determinadas áreas com características naturais relevantes e de interesse público. Outra medida tomada foi a criação, em 2008, do Fundo Amazônia, destinado a arrecadar recursos para investimento em ações de prevenção, monitoramento e combate ao desmatamento no bioma amazônico, o qual possui alto estoque de carbono.

No setor de energia destacam-se os investimentos realizados, já nas décadas de 1960 e 1970, na construção de usinas hidrelétricas. Em 1994, foi criado pelo governo federal o Programa de Desenvolvimento Energético dos Estados e Municípios, que tinha como objetivo, entre outros, complementar a oferta de energia dos sistemas convencionais com a utilização de fontes de energia renováveis descentralizadas. Outro marco foi o estabelecimento do Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica, em 2002, com o objetivo de desenvolver outras fontes alternativas e renováveis de energia (eólica, biomassa e pequenas centrais hidrelétricas) para a produção de eletricidade. Em 2012, a Agência Nacional de Energia Elétrica regulamentou o sistema de compensação de energia para a micro e minigeração distribuída a partir de fontes renováveis, facilitando ao consumidor residencial a geração da energia por ele consumida.

Quanto aos transportes, também na década de 70, com o Programa Nacional do Alcool promoveu-se a substituição do uso de combustíveis automotivos derivados de petróleo pelo etanol combustível. A mistura obrigatória do etanol anidro à gasolina também é uma política adotada pelo país, assim como o Programa Nacional de Produção e Uso de Biodiesel,

criado em 2004, que regulamenta a produção e a distribuição do biodiesel brasileiro e prevê a adição do biocombustível ao óleo diesel tradicional.

Para as atividades de indústria, agropecuária e comerciais, pode-se citar como regulamento a exigência do cumprimento de padrões de qualidade ambiental por meio do instrumento de licenciamento ambiental, instituído, em 1981, pela Política Nacional do Meio Ambiente.

Diretamente voltada para atender as questões climáticas e para oficializar o compromisso do país junto à UNFCCC foi instituída, em 2009, a Política Nacional sobre Mudança do Clima. A referida política visa, dentre outros pontos, a redução das emissões antrópicas de GEE em relação às suas diferentes fontes, prevendo ações voltadas para diversos setores, como a prevenção e controle do desmatamento na Amazônia Legal e no Cerrado, expansão de energia e a consolidação de economia de baixa emissão de carbono na agricultura.

2.3 Revisão de literatura

A relação entre poluição e atividade econômica tem sido bastante estudada usando diferentes metodologias. Diversas pesquisas também têm sido realizadas buscando identificar medidas adequadas para a redução do avanço das emissões de GEE.

Investigando impactos econômicos das políticas ambientais, Lopes (2003 *apud* LEAL, 2015), utiliza o modelo Equilíbrio Geral Computável (CGE), para analisar os impactos de políticas de mitigação de emissões de carbono no Brasil. De acordo com seus resultados, para a redução de emissões de CO₂ é necessária a redução do nível de atividade econômica. Hilgemberg (2004 *apud* LEAL, 2015) quantifica as emissões de CO₂ geradas no setor energético no país através de um CGE multirregional e reporta que políticas de imposição de quantidades e/ou de impostos sobre as emissões gerariam redução no PIB com impactos diferentes entre setores e regiões. Silva e Gurgel (2012 *apud* LEAL, 2015) usam um modelo dinâmico multipaís, abrangente por incorporar políticas de uso da terra e de redução de emissões de diversos poluentes, e encontram resultados indicativos de que as mitigações reduzem o nível de atividade econômica. Contudo, concluem que os custos de mitigação de GEE são relativamente pequenos no Brasil, principalmente devido ao baixo custo de redução de emissões equivalentes provenientes do uso da terra, na qual o Brasil é intensivo.

Irffi (2011) investiga a relação entre as emissões de CO₂ e a atividade econômica considerando o aspecto global, com base em uma amostra de 151 países, pelo período de 1980 a 2008. Utiliza a hipótese da Curva de Kuznets Ambiental (CKA), a análise da tendência da

Intensidade de Emissão de CO₂ e o exame da existência de Convergência de Emissão de CO₂ *per capita*. Seus resultados indicam que políticas públicas de âmbito global destinadas a dirimir os níveis de emissão de CO₂ não geram resultados similares para todas as nações. Além disso, os países em desenvolvimento apresentam taxa de crescimento positiva da intensidade de emissão, enquanto os países desenvolvidos indicam tendência negativa. Entretanto, apesar da tendência declinante de países com elevado PIB *per capita*, os resultados de convergência mostram que países com elevada produção, como EUA e China, convergem para o mais elevado nível de poluição. O Brasil pertence ao grupo de economias que convergem para um nível abaixo do nível médio, no longo prazo.

Através de um modelo vetorial de correção de erros (VEC), Cunha e Scalco (2013) verificam a relação entre o PIB *per capita* e a emissão de CO₂ proveniente do consumo de petróleo no Brasil, no período de 1980 a 2006. Os autores reportam evidências de uma relação de longo prazo e de causalidade simultânea entre as variáveis, e que a elasticidade de longo prazo entre crescimento econômico e emissão de CO₂ é de 7,32. Ou seja, no longo prazo, infere-se que um aumento de 1% no PIB *per capita* eleva em 7,32% as emissões de CO₂.

Alternativas às políticas voltadas às restrições de emissões ou imposição de impostos são políticas relacionadas à ampliação da oferta de fontes renováveis de energia.

Rosado e Sánchez (2017) investigam a influência do crescimento econômico e do consumo elétrico nas emissões de CO₂ em 10 países da América do Sul, no período de 1980 a 2012, utilizando dados em painel. Os resultados apontaram que as emissões de CO₂ *per capita*, PIB *per capita* e consumo de energia elétrica estavam cointegrados. O crescimento do PIB e o consumo de energia elétrica aumentam as emissões de CO₂ a longo prazo. Além disso, o teste de causalidade de Granger do modelo VEC mostra que o PIB *per capita* é o determinante mais significativo que tem efeito causal positivo na emissão de CO₂.

Silva *et al.* (2012) analisam como uma parcela crescente de fontes de energia renováveis na geração de eletricidade afeta o PIB *per capita* e as emissões de CO₂ *per capita*, usando uma metodologia de vetores estruturais autorregressivos (SVAR) para uma amostra de quatro países: Dinamarca, Portugal, Espanha e EUA. O período considerado foi de 1960 a 2004. As estimativas mostram, por meio das funções de resposta ao impulso, que para três países da amostra, exceto para os EUA, o aumento da participação da energia renovável teve custos econômicos em termos de PIB *per capita*. Não obstante, tem sido uma medida eficaz para diminuir as emissões de CO₂. Houve também uma diminuição evidente das emissões de CO₂ *per capita*. A decomposição da variância mostrou que parte significativa da variação do erro de

previsão do PIB *per capita* e uma parte relativamente menor da variação do erro de previsão de CO2 *per capita* são explicadas pela participação da energia renovável.

Sobre a participação das energias renováveis na matriz energética brasileira, Santos (2008), utilizando uma função de produção de Cobb-Douglas, analisa, com dados de 1970 a 2005, quanto seria necessário reduzir de energia não renovável para compensar o aumento de uma unidade adicional de energia renovável, mantendo constante o nível de produção. Em seus resultados encontra uma taxa marginal de substituição técnica de 0,47 e destaca que o país mostra vocação do uso de fontes de energia limpas e renováveis.

Soares e Lima (2013) apontam que mesmo possuindo uma matriz energética relativamente limpa, não há indícios de que o Brasil esteja reduzindo, de fato, as emissões de CO2. Os autores verificam a relação entre a produção de energia, a renda e as emissões de CO2 para o Brasil no período de 1962 a 2007 utilizando um modelo VEC. Seus resultados revelam que choques na produção de energia elétrica hidráulica afetam positivamente o PIB e não reduzem as emissões de CO2. A decomposição da variância mostra que a produção do setor elétrico brasileiro, depois de uma década, representa significativa parcela da variação da renda (PIB) e do nível de emissões. O PIB é explicado em 49,29% pela energia e, transcorrida uma década, a energia passa a explicar a variação do PIB em 91,81%. Já as emissões de CO2, no curto prazo, respondem a 65,41% da variação da própria variável, 28,63% da variação de energia e 5,97% do PIB. Ao final de uma década, CO2 passa a ser explicada em 60,49% pela energia. A variância da energia pode ser atribuída à própria variável, mesmo após uma década.

Montoya e Pasqual (2015) avaliam para a economia brasileira, em 2009, com base em um modelo insumo-produto híbrido, o uso setorial de energia de 53 setores e suas correspondentes emissões de CO2. No estudo, identificam que, de uma forma geral, o consumo de energia não renovável contribui com 72,5% das emissões de CO2 e a renovável com 27,5%.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

3.1 O modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC)

O modelo do tipo Vetor de Correção de Erros (VEC) é da classe de modelos vetoriais autorregressivos (VAR), desenvolvido por Christopher Sims. Na análise de modelos de equações simultâneas, Sims argumenta que se há simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas igualmente, não devendo haver, a priori, distinção entre variáveis endógenas e exógenas. No modelo VAR todas as variáveis em y_t são consideradas endógenas. Cada variável é explicada em termos de seus próprios valores defasados, dos valores defasados das demais variáveis e ainda dos termos de erro estocástico, chamados de impulsos. (GUJARATI, 2000).

Seja n o número de variáveis observadas em $t = 1, \dots, T$, o modelo VEC pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \psi_0 + \psi y_{t-1} + \psi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \psi_p \Delta y_{t-p} + \theta x_t + e_t \quad (1)$$

Onde $y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \dots \\ y_{nt} \end{bmatrix}$ é o vetor ($n \times 1$) de variáveis; $\psi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \dots \\ \phi_{n0} \end{bmatrix}$ é o vetor ($n \times 1$) de

interceptos; $\psi_i = \begin{bmatrix} \phi_{i,11} & \dots & \phi_{i,1n} \\ \dots & \dots & \dots \\ \phi_{i,n1} & \dots & \phi_{i,nn} \end{bmatrix}$ $i = 1, \dots, p$ são matrizes ($n \times n$) de coeficientes

autorregressivo; x_t representa um vetor de variáveis exógenas; $e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ \dots \\ e_{nt} \end{bmatrix}$ é um vetor ($n \times 1$)

de erros. O componente ψy_{t-1} também é chamado de mecanismo de correção de erros (MCE), termo popularizado por Engle e Granger, e captura como o sistema corrige os desequilíbrios de curto prazo para retornar ao equilíbrio de longo prazo.

Uma série temporal é um processo estocástico, o qual consiste em um conjunto de variáveis aleatórias ordenadas no tempo. Um processo estocástico estacionário (que não possui raiz unitária) é também denominado processo integrado de ordem zero, ou $I(0)$. Se o processo possui 1 (uma) raiz unitária diz-se que ele é integrado de primeira ordem, ou $I(1)$.

No caso em que todas as variáveis de um VAR são processos $I(d)$, ou seja, possuem d raízes unitárias, e há combinações lineares entre as mesmas $I(d-b)$ para $b > 0$, diz-se que as séries são cointegradas representadas por $CI(d,b)$. Os vetores com os pesos dessa combinação, contidos em ψ na equação (1), são chamados de vetores cointegrantes e quantificam a relação

de longo prazo entre as variáveis. Em um sistema com n variáveis, pode existir $h = n-1$ vetores cointegrantes. Quando $h = n$ (o posto da matriz ψ é completo) há evidências de que as séries são estacionárias e um VAR com as variáveis em nível pode ser estimado. No outro extremo, quando $h = 0$ (o posto da matriz ψ é nulo) não há cointegração e deve-se estimar um VAR com as variáveis previamente diferenciadas.

Usualmente, nas aplicações empíricas as séries são $I(1)$ e investiga-se se são $CI(1,1)$, ou seja, se a combinação linear entre elas é estacionária ou $I(0)$. Nas análises empíricas, a existência de cointegração entre variáveis pode ser verificada utilizando-se os Testes de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988). O teste de cointegração de Engle e Granger consiste em estimar por mínimos quadrados ordinários (MQO) a relação entre as variáveis Z_t e X_t e realizar um teste de raiz unitária (ADF) nos resíduos da regressão, com valores críticos apropriados. Quando os testes de raiz unitária para os resíduos de $Z_t = \alpha + \beta X_t + u_t$ apontam resultados semelhantes aos dos resíduos estimados em $X_t = \alpha + \beta Z_t + u_t$, as variáveis são cointegradas. O teste de cointegração de Johansen é realizado de forma sistêmica, baseado na representação de um VEC para as variáveis analisadas.

O teste de Johansen utiliza as estatísticas do teste de lambda máximo ($\lambda \max$) e o teste de lambda traço ($\lambda \text{ trace}$). O teste $\lambda \max$ é utilizado para testar a H_0 : h vetores cointegrantes contra a H_A : $h+1$ vetores cointegrantes, utilizando-se um teste de razão de verossimilhança. Neste caso, testa-se se há 0 vetor de cointegração contra a hipótese alternativa de 1 vetor de cointegração, de 1 vetor de cointegração contra a alternativa de 2 vetores de cointegração e assim sucessivamente até não mais rejeitar-se a hipótese nula. O teste $\lambda \text{ trace}$ testa a H_0 : h vetores cointegrantes versus H_A : n vetores cointegrantes. Ambos os testes propostos por Johansen baseiam-se no posto da matriz $\psi = BA'$ (onde B é a matriz de parâmetros de velocidade de ajustamento e A os vetores de cointegração). Se o posto de $BA' = h < n$, significa que há h combinações entre os elementos de Y_{t-1} que são estacionários, isto é, há h vetores cointegrantes.

3.2 Base de dados

Para estudar as relações entre a atividade econômica e as emissões de gases de efeito estufa no Brasil foram utilizadas as seguintes fontes de dados secundárias: estimativas de emissões de gás carbono equivalente (CO₂e), produto interno bruto (PIB) e produção de energia

primária por fontes renovável e não renovável⁵. As informações estão organizadas em séries de tempo de periodicidade anual, no período de 1970 a 2017.

As estimativas das emissões de gases de efeito estufa (GEE) são calculadas pelo Sistema de Estimativas de Emissões de Gases de Efeito Estufa (SEEG) do Observatório do Clima. O SEEG considera diversos gases de efeito estufa como dióxido de carbono, metano, óxido nitroso e hidrofluorcarbonetos, e apresenta os dados em equivalência de carbono (CO₂), pela métrica Potencial de Aquecimento Global (GWP, sigla em inglês).

Os dados de CO₂e constituem uma série que cobre o período de 1970 até 2017, exceto para o setor de mudança de uso da terra (MUT), cuja série compreende os anos de 1986 a 2017 (SEEG versão 6.0). Pela importância que este setor representa nas variações das emissões de CO₂e ao longo do tempo no Brasil, de pelo menos 45% do total, optou-se por considerar os valores disponíveis de MUT na composição da série. Ressalta-se que essa lacuna de dados para o setor de MUT é tratada no modelo por meio da inclusão de uma variável *dummy* para indicar que há uma diferença (mudança estrutural) na série a ser considerada para o período de 1970 a 1985.

Os dados do PIB e da produção de energia foram obtidos na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A série do PIB⁶, calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foi deflacionada pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da Fundação Getúlio Vargas, também disponibilizado no Ipeadata. As séries de produção de energia fazem referência ao Balanço Energético Nacional (BEN).

A seleção das variáveis é justificada pelo fato de o PIB ser largamente utilizado como indicador da atividade econômica e a produção de energia, além de também ser indicativa do nível de atividade, é apontada como importante fonte de emissões de GEE. No Quadro 1 é apresentado o resumo das variáveis analisadas.

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo

Variável	Descrição	Unidade
CO ₂	Estimativa de emissão de gases de efeito estufa	tonelada equivalente de CO ₂ (GWP-AR5)
DMT	<i>Dummy</i> indicativa da existência das estimativas de emissões do setor de mudança de uso da terra	binária

Continua

⁵ Por restrições estruturais do modelo utilizado bem como dos dados disponíveis, não foi possível incluir variáveis representativas de atividades econômicas específicas.

⁶ Registra-se que a série de PIB considerada corresponde à soma dos valores adicionados nos setores agropecuário, industrial e de serviços e apresenta os ajustes decorrentes de mudanças metodológicas em 1985 e em 2010. O IGP-DI refere-se à média dos índices mensais (agosto de 1994 = 100).

Quadro 1 – Descrição das variáveis utilizadas no modelo

Variável	Descrição	Unidade
PIB	Produto Interno Bruto	R\$ (milhões)
ENERR	Produção de energia primária renovável	tonelada equivalente de petróleo – Tep (mil)
ENERNR	Produção de energia primária não renovável	tonelada equivalente de petróleo – Tep (mil)

Fonte: Elaboração da autora

Nota: GWP - AR5 significa que os potenciais de aquecimento global considerados seguem a métrica do Quinto Relatório de Avaliação do IPCC, de 2014.

Assume-se nesta pesquisa que as emissões de gases de efeito estufa sofrem variações positivas com o crescimento do PIB e da produção de energia por fontes não renováveis e sofrem variações negativas com o aumento da produção de energia por fontes renováveis.

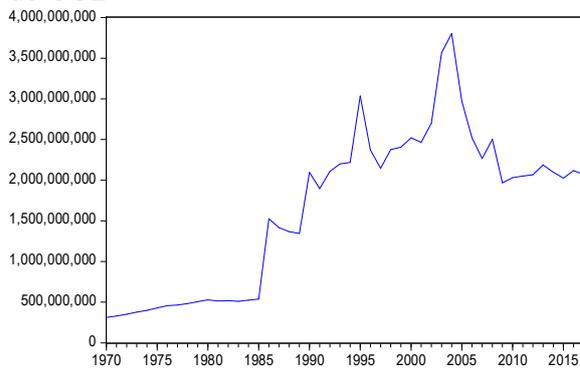
Na sequência são apresentadas as etapas necessárias à estimação do modelo: a) verificação da estacionariedade das séries por meio de testes de raiz unitária; b) realização dos testes de cointegração e c) estimação do modelo adequado.

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

O trabalho empírico baseado em dados de séries temporais supõe que as séries temporais envolvidas sejam estacionárias.

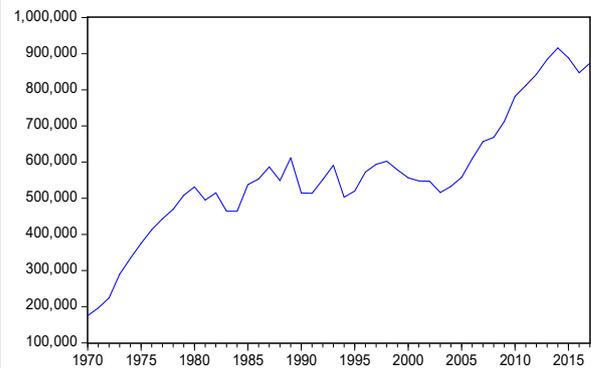
Pela observação, nos gráficos a seguir, do comportamento das séries utilizadas na pesquisa, percebe-se que todas aparentam alguma tendência de crescimento ao longo do tempo e demonstram não estacionariedade.

Gráfico 1 – Evolução temporal das emissões de CO2



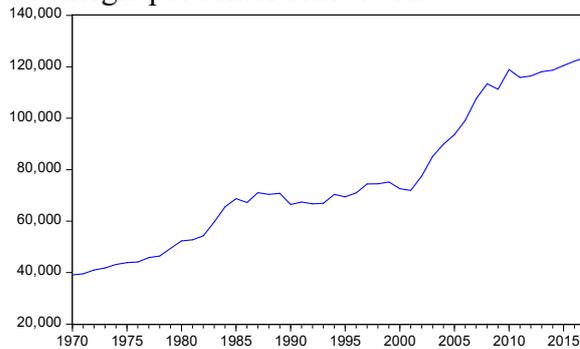
Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa.

Gráfico 2 – Evolução temporal do PIB



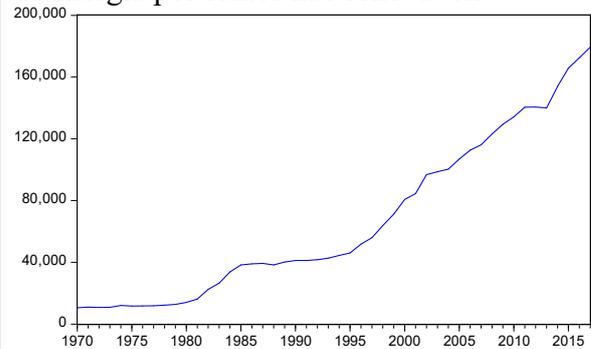
Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa.

Gráfico 3 – Evolução temporal da produção de energia por fontes renováveis



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa.

Gráfico 4 – Evolução temporal da produção de energia por fontes não renováveis



Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa.

Para verificar se as tendências são determinísticas ou estocásticas (gerada por uma raiz unitária no polinômio autorregressivo) são usados testes de raiz unitária. Neste estudo utiliza-se o teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF). Os resultados desse teste para as variáveis são apresentados na Tabela 1. Vale lembrar que o valor-p mostra o mais baixo nível de significância com o qual a hipótese nula pode ser rejeitada.

Tabela 1 – Teste ADF de raiz unitária

Variável	Em Nível		Em Primeira Diferença	
	Estatística do Teste	Valor-p	Estatística do Teste	Valor-p
CO2	-1,62	0,77	-7,05*	0,00
PIB	-2,06	0,55	-6,27*	0,00
ENERR	-1,36	0,86	-5,50*	0,00
ENERNR	0,60	0,97	-3,92*	0,00

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa

Notas: * Estatisticamente significativa a 1%. / Os testes para as variáveis em nível foram realizados com intercepto e tendência.

Os testes em nível, com processos incluindo intercepto e termo de tendência, indicam a não rejeição da hipótese nula, sugerindo que todas as variáveis apresentam raiz unitária. Quando aplicado o teste em primeira diferença incluindo os interceptos, rejeita-se a hipótese nula ao nível de 1% para todas as variáveis. Ou seja, todas as variáveis se mostram processos integrados de primeira ordem, I(1).

Como é usual aos estudos de séries temporais, para a construção do modelo serão utilizados os logaritmos das variáveis, de modo a reduzir a variância e para que os coeficientes estimados possam ser interpretados como elasticidades. Por isso, foram realizados testes de raiz unitária também para as variáveis na forma de logaritmo natural. Utilizou-se novamente o teste ADF, cujos resultados estão na Tabela 2.

Tabela 2 – Teste ADF de raiz unitária para variáveis em logaritmo

Variável	Em Nível		Em Primeira Diferença	
	Estatística do Teste	Valor-p	Estatística do Teste	Valor-p
LCO2	-1,21	0,90	-7,35*	0,00
LPIB	-3,85**	0,02	-5,24*	0,00
LENERR	-2,05	0,56	-5,24*	0,00
LENERNR	-3,45***	0,06	-3,62**	0,01

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa

Notas: * Estatisticamente significativa a 1%. / ** Estatisticamente significativa a 5%. / *** Estatisticamente significativa a 10%. / Os testes para as variáveis em nível foram realizados com intercepto e tendência.

Neste caso, para as variáveis LCO2, LENERR e LENERNR os testes indicam não rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, sugerindo que as séries possuem raiz unitária e são não estacionárias. Porém, para a variável LPIB o teste sugere rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, indicando que a série seria estacionária em torno de uma tendência determinística em nível.

Considerando os resultados dos dois testes anteriores, variáveis PIB e LPIB, optou-se por realizar outro teste de estacionariedade com as variáveis logaritmizadas, desta vez verificando a existência de raiz unitária considerando que haja mudança (quebra estrutural) no nível da série. Para isso utiliza-se o teste de Vogelsang and Perron (1998) que permite uma

quebra estrutural⁷, em data determinada de forma endógena. A Tabela 3 resume os resultados encontrados.

Com as mesmas especificações dos testes anteriores, os testes de raiz unitária incluindo quebra (*additive outlier*) indicam a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária para as variáveis em nível, inclusive para LPIB. Já os testes realizados com as variáveis em primeira diferença indicam rejeição da hipótese de existência de raiz unitária, mostrando que as séries são I(1).

Tabela 3 – Teste de raiz unitária com quebra

	Em Nível			Em Primeira Diferença		
	Estatística do Teste	Valor-p	Data da quebra	Estatística do Teste	Valor-p	Data da quebra
LCO2	-3,77	0,67	1989	-11,33*	< 0,01	1986
LPIB	-3,76	0,67	2008	-6,13*	< 0,01	1983
LENERR	-3,08	0,95	1989	-5,85*	< 0,01	1990
LENERNR	-4,41	0,28	1989	-5,08*	< 0,01	1982

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa

Notas: * Estatisticamente significativa a 1%. / Os testes para as variáveis em nível foram realizados com intercepto e tendência.

O passo seguinte consistiu na escolha das defasagens para realizar o teste de cointegração. Os modelos autorregressivos pressupõem a determinação do número de defasagens a serem consideradas na estimação. Deve-se eleger algum critério para identificar o número de defasagens adequadas. Para isso, usualmente utilizam-se os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e o de Hannan-Quinn (HQ). Nesse intuito estimou-se um modelo VAR irrestrito e observou-se a indicação de defasagens selecionadas por cada critério, conforme a Tabela 4. Para os dados desta pesquisa todos apontam a utilização de uma estrutura com uma defasagem.

Tabela 4 – Critério de seleção de ordem de defasagem

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	-0,9203	-0,7581	-0,8601
1	-9,6787*	-8,8677*	-9,3780*
2	-9,6716	-8,2118	-9,1303
3	-9,4719	-7,3633	-8,6899
4	-9,1626	-6,4052	-8,1400

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa

Nota: * Indica a ordem selecionada pelo critério.

⁷ Inicialmente Perron (1989) mostra que uma quebra estrutural faz com que exista uma tendência a se aceitar a hipótese nula de raiz unitária, ou seja, séries que são I(0) podem ser consideradas I(1) em virtude da quebra estrutural. Entretanto, outros trabalhos como o de Leybourne et al. (1998) mostram que o contrário também pode ocorrer, isto é, uma série I(1) pode ser considerada I(0) pelo teste ADF em virtude de quebra estrutural.

Para testar a hipótese nula de cointegração utiliza-se o teste de Johansen. A aplicação do teste de cointegração com uma defasagem, sem inclusão de variáveis exógenas, indicou a existência de 1 (um) vetor de cointegração para quase todas as especificações disponíveis. Testou-se duas especificações, a primeira permitindo existência de intercepto na equação de cointegração e no VAR, a segunda permitindo intercepto e tendência na equação de cointegração. O teste do traço indicou ao nível de 5% a existência de 1 (um) vetor de cointegração para as duas estruturas. Os valores obtidos são mostrados na Tabela 5.

Considerando que o teste do máximo autovalor também apontou existência de 1 (um) vetor cointegrante para a estrutura sem tendência, optou-se por utilizar esta especificação.

Tabela 5 – Teste Traço para cointegração

Nº de eq. de cointegração na hipótese nula	caso com intercepto sem tendência				caso com intercepto e tendência			
	Auto-valor	Estat. do Traço	Valor crítico**	Valor-p	Auto-valor	Estat. do Traço	Valor crítico**	Valor-p
Nenhum*	0,47	53,24	47,86	0,01	0,47	65,18	63,88	0,04
No máximo 1	0,30	23,98	29,80	0,20	0,39	35,86	42,92	0,21
No máximo 2	0,14	7,74	15,49	0,49	0,15	13,07	25,87	0,73
No máximo 3	0,02	1,04	3,84	0,31	0,12	5,76	12,52	0,49

Fonte: Elaboração da autora com base nos dados da pesquisa

Notas: * Indica rejeição da hipótese a 5%. / ** Ao nível de 5%.

4.1 Resultados do VEC

A partir destas definições estimou-se o modelo VEC com uma defasagem. O teste Portmanteau indica que os resíduos são não correlacionados. Optou-se por incluir uma variável *dummy* dmt como variável exógena e fora do vetor de cointegração que assume valor igual a 1 (um) de 1986 em diante e 0 (zero) antes desse ponto no tempo, para capturar a mudança na variável CO2 causada pela inclusão da mudança do uso da terra, a partir de 1986.

A equação de cointegração pode ser representada em termos de relação de longo prazo da forma a seguir. Os valores entre parênteses referem-se à estatística do teste t-student.

$$\begin{aligned}
 \text{LCO2} = & 0,51 \text{ LPIB} - 2,16 \text{ LENERR} + 0,72 \text{ LENERNR} + 30,67 \\
 & (2,59) \quad (-4,38) \quad (4,05)
 \end{aligned} \tag{2}$$

Os resultados denotam que, para os dados da amostra, a relação de longo prazo das emissões de GEE é positiva com o PIB e com a produção de energia oriunda de fontes não renováveis, e é negativa com a produção de energia por fontes renováveis. As estatísticas t mostram que todos os coeficientes são estatisticamente significantes ao nível de 5%.

Estabelecida a existência de um equilíbrio de longo prazo, pode-se dizer que o

crescimento de 1% do PIB brasileiro implica em um aumento de aproximadamente 0,5% nas emissões de GEE. Um aumento de 1% na produção de energia por fontes renováveis resulta em redução de 2,16% nas emissões de GEE, e um aumento de 1% na produção de energia oriunda de fontes não renováveis eleva em 0,72% as emissões de GEE.

A relação positiva encontrada nesta pesquisa entre as emissões de GEE e o PIB estão no mesmo caminho das pesquisas de diversos autores, como Tucker (1995), Cunha e Scalco (2013) e Rosado e Sánchez (2017). No entanto, a elasticidade de longo prazo entre PIB e emissão de GEE ficou significativamente abaixo da elasticidade entre PIB e emissão de CO₂ reportada no trabalho de Cunha e Scalco (2013), de 7,32. Vale destacar que, no estudo, os autores consideraram apenas as emissões de CO₂ provenientes do consumo de petróleo, enquanto este estudo considera várias fontes de emissões.

Para a relação entre energia e emissões de GEE, observa-se que os resultados obtidos para o Brasil seguem os resultados de Rosado e Sánchez (2017) apontando para cointegração das variáveis CO₂, PIB e energia elétrica. Porém, diferentemente dos autores, esta pesquisa considera a produção de energia desagregada, ou seja, renovável e não renovável, e mostra que, no longo prazo, o aumento na produção de energias renováveis reduz as emissões no longo prazo.

Os resultados também corroboram com o estudo de Silva *et al.* (2012), o qual estima que o aumento da participação de fontes de energia renováveis na geração de eletricidade levou a diminuição das emissões.

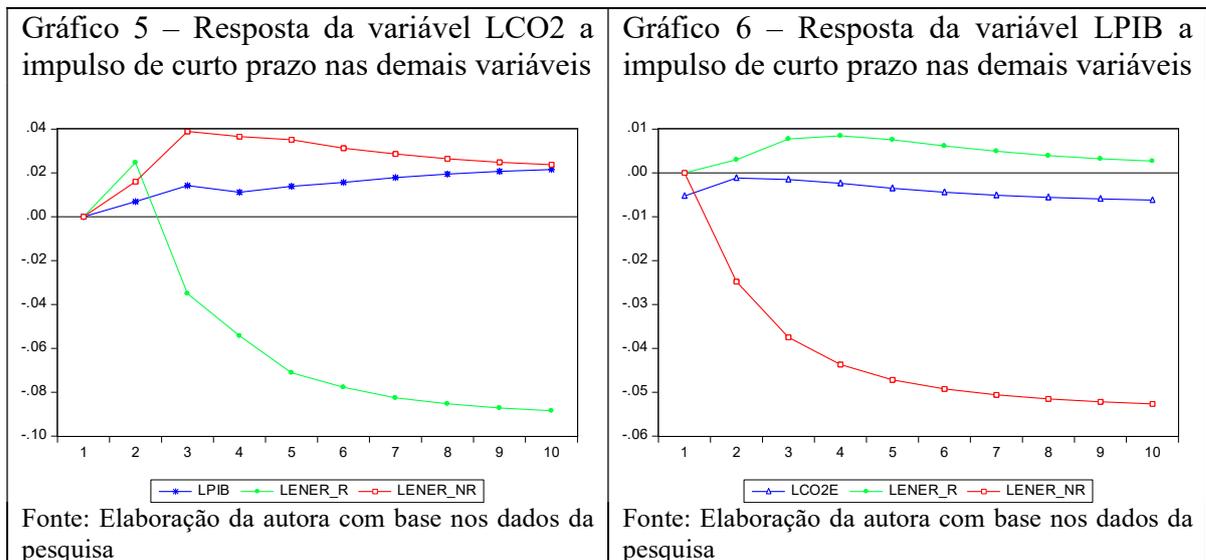
Na análise do modelo vetorial autorregressivo é relevante verificar como uma variável responde a impulso de curto prazo dado em outra variável, mantidas as demais constantes. A partir dessa análise podem-se quantificar os efeitos de cada variável sobre o presente e futuro da variável analisada.

Os gráficos a seguir ilustram os resultados gerados em um intervalo de dez anos nas variáveis emissões de CO₂ e PIB. Resposta bastante significativa é percebida na variável CO₂ diante de um choque na produção de energia renovável. Até o segundo período o gráfico apresenta resposta positiva, porém, após esse período, a tendência é invertida e a resposta torna-se permanentemente negativa ao choque. Interessante comparar com a análise de Soares e Lima (2013), onde os resultados apontam que choques na geração de energia elétrica hidráulica não reduzem as emissões de CO₂, diferentemente desta pesquisa que utiliza dados de produção de energia primária de várias fontes, bem como considera as emissões de CO₂e. Conforme reportado por Silva *et al.* (2012), o aumento da participação da energia renovável tem sido uma medida eficaz para diminuir as emissões de CO₂ na Dinamarca, Portugal, Espanha. Esta medida

também pode ser eficaz para o Brasil.

A movimentos não esperados no PIB e na produção de energia não renovável, os gráficos mostram uma resposta permanente e positiva nas emissões.

Observa-se também que o PIB responde de forma negativa ao longo do período a um impulso na produção de energia não renovável. Esse resultado pode estar refletindo tempos de maior necessidade das termelétricas, as quais além de poluírem mais do que as hidrelétricas, produzem energia a um maior custo. O resultado de efeito positivo no PIB diante de um choque na produção de energia renovável segue o estudo de Soares e Lima (2013).



Vale ressaltar que os resultados anteriores não se alteram significativamente se a função impulso resposta generalizada for usada no lugar da decomposição de Cholesky.

Outra análise que o modelo permite é a de precedência ou de causalidade de Granger. No teste de causalidade de Granger a hipótese nula é de que a variável X não é Granger-causal de Y. Para que as variáveis sejam Granger-Causal, a estatística do teste calculada deve ser maior que os valores críticos.

Foi aplicado o teste Wald para causalidade em bloco. Este teste avalia se os valores de um conjunto de variáveis causam, no sentido de Granger, qualquer uma das demais variáveis no sistema. A Tabela 6 mostra os resultados deste teste.

Tabela 6 – Testes de causalidade de Granger em bloco

Variável Dependente	Variável excluída	Estatística do teste	Valor-p
D(LCO2)	D(LPIB)	0,95	0,33
	D(LENERR)	17,25*	0,00
	D(LENERNR)	0,44	0,51
	TODAS	17,69*	0,00

Continua

Tabela 6 – Testes de causalidade de Granger em bloco

Variável Dependente	Variável excluída	Estatística do teste	Valor-p
D(LPIB)	D(LCO2)	0,03	0,86
	D(LENERR)	0,01	0,94
	D(LENERNR)	5,78**	0,02
	TODAS	6,55***	0,09
D(LENERR)	D(LCO2)	0,46	0,50
	D(LPIB)	0,12	0,72
	D(LENERNR)	2,83***	0,09
	TODAS	3,09	0,38
D(LENERNR)	D(LCO2)	0,80	0,37
	D(LPIB)	2,39	0,12
	D(LENERR)	0,27	0,60
	TODAS	3,10	0,38

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Notas: * Estatisticamente significativa a 1%. / ** Estatisticamente significativa a 5%. / *** Estatisticamente significativa a 10%.

O teste indica rejeição da hipótese nula ao nível de 5% no caso em que CO₂ é variável dependente. No caso em que o PIB é variável dependente essa hipótese é rejeitada ao nível de 10%. Esse resultado é diferente dos testes de causalidade feitos para pares de variáveis. Vale ressaltar que, no caso de mais de duas variáveis, o teste de causalidade tradicional não tem resultados válidos para o longo prazo, pois podem existir efeitos indiretos das demais variáveis. Para este caso, em que existem quatro variáveis no sistema, o resultado do teste em bloco será considerado. Dessa forma, de acordo com esse teste, ocorrência de mudanças nas variáveis LPIB, LENERR e LENERNR (a exemplo de implementação de políticas) são importantes para explicar a trajetória futura da LCO₂.

Por fim, a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis componentes do modelo permite analisar a importância das inovações de cada variável do sistema nos valores futuros dos desvios de uma determinada variável e seu valor esperado (previsto). Em outras palavras, ela permite uma contabilização da proporção de movimentos não esperados no presente e no futuro de uma variável que é devida a choques nela mesma e a parcelas que são explicadas pelos choques de outras variáveis. Na Tabela 7 podem ser vistos os resultados resumidos para um, cinco e dez períodos futuros, da decomposição da variância do erro de previsão de cada variável do modelo.

Tabela 7 – Decomposição da variância do erro de previsão

Variável	Período	Erro Padrão	LCO2	LPIB	LENERR	LENERNR
LCO2	1	0,1077	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	5	0,1669	47,0438	2,0439	35,3364	15,5759
	10	0,2626	19,0672	3,4874	65,8250	11,6205
LPIB	1	0,0715	0,5456	99,4544	0,0000	0,0000
	5	0,2098	0,1126	85,4551	0,4490	13,9833
	10	0,3283	0,1851	81,6423	0,2723	17,9004
LENERR	1	0,0338	2,2757	0,6068	97,1175	0,0000
	5	0,0961	0,3977	0,2509	94,8210	4,5304
	10	0,1509	0,4805	0,5264	92,0524	6,9408
LENERNR	1	0,0556	0,0028	1,2951	0,0344	98,6677
	5	0,2121	0,5635	12,8506	0,5178	86,0681
	10	0,3525	1,1387	15,5219	1,7923	81,5472

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Observa-se, em todas as variáveis, que no primeiro período elas são afetadas quase totalmente por seu próprio comportamento. No quinto ano, mudanças na variável ENERR se tornam importantes para explicar as inovações em CO2. Decorridos dez anos, o comportamento de CO2 passa a ser explicado apenas por 19% de suas variações, enquanto as variações em ENERR explicam 66% da variabilidade de CO2. Variações em ENERNR também interferem na variância de CO2.

Semelhante resultado no longo prazo encontra-se na pesquisa de Soares e Lima (2013), onde as emissões brasileiras de CO2, ao final de uma década, passam a ser explicadas em 60,49% pela variação da produção do setor elétrico hidráulico. Na análise de Silva *et al.* (2012), para outros países, encontrou-se que a participação da energia renovável também explica uma parte da variação do erro de previsão de CO2, assim como no presente trabalho. Porém, os resultados divergentes foram obtidos neste trabalho no que relaciona parte significativa da variação do erro de previsão do PIB à energia renovável, que no presente é explicada em alguma medida pela produção de energia não renovável.

As variáveis PIB e ENERNR parecem ganhar capacidade de influenciar a variabilidade uma da outra no decorrer do tempo. A variância do erro de previsão do PIB é explicada em apenas 0,27% pela energia renovável, e quase 18% é explicada pela energia não renovável. Já a trajetória de ENERR continua sendo essencialmente afetada por suas variações.

Nesse cenário, os resultados indicam importante dependência das emissões de GEE em relação à produção de energia renovável por um lado e, por outro, dependência recíproca do PIB em relação à produção de energia não renovável.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos últimos cinquenta anos, a relação entre a economia e os impactos gerados no meio ambiente vem sendo estudada e gradualmente aprofundada. Estudos empíricos têm sido desenvolvidos como forma de quantificar e evidenciar os efeitos das ações humanas sobre a natureza, de alertar para possíveis cenários futuros e de sensibilizar governos e sociedade para a importância da adoção de medidas de proteção ambiental.

É muito provável que as emissões antropogênicas de gases geradores do efeito estufa estejam contribuindo de maneira cada vez mais intensa com o aumento global da temperatura e com as mudanças do clima. No Brasil, as emissões oriundas das mudanças de uso da terra e florestas (basicamente desmatamento) representam quase metade do total das emissões, seguidas do setor agropecuário (sobretudo fermentação entérica) e do setor energético.

Esta pesquisa objetivou avaliar, para o Brasil, as relações de longo prazo entre as emissões antropogênicas de GEE considerando suas várias origens, o produto interno bruto e a produção primária de energia por fontes não renováveis e por fontes renováveis. Além disso, estimou-se os efeitos de choques na produção de energia na trajetória futura das emissões e no PIB. Os resultados encontrados seguiram a hipótese assumida, ou seja, as séries apresentaram relação de longo prazo entre si.

Devido ao objetivo desta pesquisa e às variáveis utilizadas no modelo, os resultados obtidos não são integralmente comparáveis aos estudos identificados. Ainda assim, os valores indicam que, de forma geral, a atividade econômica está relacionada ao aumento das emissões. Conforme reportado por outros autores, pode-se dizer que para a redução de emissões de GEE é necessária a redução do nível de atividade econômica. No entanto, o PIB produz impacto menor que os causados diretamente pela produção de energia.

Na análise da resposta das emissões de GEE a um choque na produção de energia renovável, evidências empíricas apontam que por dois períodos há aumento das emissões, porém, após o segundo período a variável CO₂ apresenta resposta permanentemente negativa a choques nessa variável. A movimentos não esperados no PIB e na produção de energia não renovável, as evidências mostram uma resposta permanente e positiva em CO₂. Ainda em favor da produção de energias renováveis, os gráficos mostram que um choque nesta variável também provoca resposta positiva no PIB, diferentemente do comportamento negativo do PIB frente a impulsos nas emissões e na produção de energias não renováveis.

O teste de causalidade mostrou que mudanças no PIB e na produção de energia (a exemplo da implementação de políticas) são importantes para explicar a trajetória de emissões de GEE. Não foi identificada relação de causalidade entre as demais variáveis.

Por fim, encontrou-se que relevante percentual da variância do erro de previsão das emissões é explicado pela participação da energia renovável. Já a variância do erro do PIB é, em alguma medida, explicada pela energia não renovável.

Os quantitativos dos impactos estimados nesse sistema com as quatro variáveis foram diferentes do esperado, especialmente quanto ao percentual de aumento das emissões decorrente de variações do PIB. O valor indicado nesta pesquisa pode estar relacionado com a questão de que parte das emissões provenientes do setor mudança de uso da terra, vem de desmatamento ilegal e não são refletidos no PIB.

Não obstante, os resultados sugerem que o desenvolvimento de políticas e o incentivo a investimentos voltados ao aumento da produção de energia por fontes renováveis podem apresentar potencial para alavancar a redução das emissões no Brasil. Nesse sentido, pode-se inferir que as políticas que já vem sendo adotadas para a diversificação da matriz energética do país mostram-se relevantes para o alcance dos níveis atuais de emissões.

Considerando que na amostra tomada nesta pesquisa não estavam disponíveis as estimativas de emissões oriundas do setor MUT para dezesseis das quarenta e oito observações, fica como sugestão de trabalho futuro realizar as estimações incluindo tais valores quando disponíveis. Ressalta-se que devido às restrições de dados disponíveis, não foi possível estimar o percentual do impacto gerado pelo desmatamento nas emissões, nem as relações de longo prazo entre as emissões e variáveis representativas dos setores econômicos específicos, pontos interessantes que também ficam abertos a investigações posteriores.

REFERÊNCIAS

ARNT, R. (org.). **O que os economistas pensam sobre sustentabilidade**. São Paulo: Editora 34, 2010.

AZEVEDO, T. R. de; ANGELO, C. **Emissões de GEE no Brasil e suas implicações para políticas públicas e a contribuição brasileira para o Acordo de Paris**. Observatório do clima, 2018. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/analise-de-emissoes-de-gee-no-brasil-1970-2016/>>. Acesso em: 14 mai. 2019.

BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (orgs.) **Economia do Setor Público no Brasil**. Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2004.

BRASIL. **Pretendida Contribuição Nacionalmente Determinada**. Disponível em: <<http://www.mma.gov.br/clima/convencao-das-nacoes-unidas/acordo-de-paris/item/10710.html>>. Acesso em: 12 jun. 2019.

CUNHA, C. A.; SCALCO, P. R. Crescimento Econômico Brasileiro e Emissão de CO₂. **REDES - Rev. Des. Regional**, Santa Cruz do Sul, v. 18, n. 2, p. 214 - 230, mai/ago 2013. Disponível em: <<https://online.unisc.br/seer/index.php/redes/article/view/2584/2815>>. Acesso em: 12 jun. 2019.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

GCA - GLOBAL CARBON ATLAS. **Global Carbon Project**. 2018. Disponível em: <<http://www.globalcarbonatlas.org/en/content/welcome-carbon-atlas>>. Acesso em: 15 ago. 2019.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

HOUGHTON, J. T.; JENKINS, G. J.; EPHRAUMS, J. J. (eds.). **Climate Change: The IPCC Scientific Assessment**. WMO/UNEP. Cambridge (UK): Cambridge University Press, 1990. Disponível em: <<https://www.ipcc.ch/reports/>>. Acesso em: 08 jun. 2019.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 06 out. 2018.

IEA - INTERNATIONAL ENERGY AGENCY. **Statistics**. Disponível em: <<https://www.iea.org/statistics>>. Acesso em: 10 ago. 2019.

INPE - INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS. **Terrabrasilis**. Disponível em: <http://terrabrasilis.dpi.inpe.br/app/dashboard/deforestation/biomes/legal_amazon/rates>. Acesso em: 15 jun. 2019.

IRFFI, G. D. **Ensaio sobre a relação entre emissão de CO₂ e a renda global**. 2011. 119f. Tese (Doutorado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza,

2011. Disponível em: <<http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/5442>>. Acesso em: 20 out. 2018.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

LEAL, R. A. *et al.* Ciclos econômicos e emissão de CO₂ no Brasil: uma análise dinâmica para políticas ambientais ótimas. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 69, n. 1, p. 125-143, mar. 2015. ISSN 1806-9134. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/33557>>. Acesso em: 20 out. 2018.

LEYBOURNE, S. J. *et al.* Spurious rejections by Dickey-Fuller tests in the presence of a break under the null. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p. 191-203, nov. 1998.

MEADOWS, D. H. *et al.* **The Limits to Growth**. New York: Universe Books, 1972. Disponível em: <<https://www.clubofrome.org/report/the-limits-to-growth/>>. Acesso em: 08 jun. 2019.

MMA - MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. **Mudança do Clima**. Disponível em: <<http://www.mma.gov.br/clima.html>>. Acesso em: 24 out. 2018.

MONTOYA, M. A.; PASQUAL C. A. O uso setorial de energia renovável versus não renovável e as emissões de CO₂ na economia brasileira: um modelo insumo-produto híbrido para 53 setores. **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 45, n. 2, ago. 2015. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5991>>. Acesso em: 15 ago. 2019.

MOTTA, R. S. *et al.* (eds.) **Mudança do Clima no Brasil**: aspectos econômicos, sociais e regulatórios. Brasília: IPEA, 2011.

PACHAURI, R. K. *et al.* (eds.). **Climate Change 2007**: Synthesis Report. Geneva, Switzerland: IPCC, 2007. 104p.

PACHAURI, R. K. *et al.* (eds.). **Climate Change 2014**: Synthesis Report. Geneva, Switzerland: IPCC, 2014. 151p.

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

ROSADO, J. A.; SÁNCHEZ, M. I. A. The Influence of Economic Growth and Electric Consumption on Pollution in South America Countries. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 3, p. 121-126, 2017. Disponível em: <<https://www.econjournals.com/index.php/ijeep/article/view/4450>>. Acesso em: 21 out. 2018.

SANTOS, F. E. **A elasticidade das fontes de energia renováveis e não renováveis no PIB brasileiro no período de 1970 a 2005**. 2008. 62f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Programa de Economia Profissional, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2008. Disponível em: <<http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/6729>>. Acesso em: 30 mai. 2019.

SEEG - SISTEMA DE ESTIMATIVA DE EMISSÕES DE GASES DE EFEITO ESTUFA. **Observatório do Clima**. Disponível em: <<http://seeg.eco.br/>>. Acesso em: 26 set. 2018.

SILVA, S. *et al.* The Impact of Renewable Energy Sources on Economic Growth and CO2 Emissions - a SVAR approach. **European Research Studies Journal**, v. 15, n. 4, p. 133-144, 2012. Disponível em: <<https://www.ersj.eu/journal/374>>. Acesso em: 12 jun. 2019.

SOARES, T. C.; DE LIMA, J. E. Uma análise entre a energia, renda e emissões de CO2: evidências para o Brasil, 1962-2007. **Textos de Economia**, Florianópolis, v. 16, n. 1, p. 11-35, jun. 2013. ISSN 2175-8085. Disponível em: <<https://periodicos.ufsc.br/index.php/economia/article/view/2175-8085.2013v16n1p11/27341>>. Acesso em: 20 out. 2018.

STERN, N. **The Economics of Climate Change: The Stern Review**. 2006. Disponível em: <<http://www.lse.ac.uk/GranthamInstitute/publication/the-economics-of-climate-change-the-stern-review/>>. Acesso em: 20 jun. 2019.

THE NOBEL PRIZE. **The Prize in Economic Sciences 2018**. Disponível em: <<https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2018/press-release>>. Acesso em: 09 jun. 2019.

TUCKER, M. Carbon dioxide emissions and global GDP. **Ecological Economics**, v. 15, n. 3, p. 215-223, dez. 1995.

VILLELA, A. A. *et al.* (orgs.). **Emissões de carbono na mudança de uso do solo**. Rio de Janeiro: Editora Interciência, 2012.

WRI – WORLD RESOURCES INSTITUTE. **CAIT Climate Data Explorer**. 2015. Washington, DC: World Resources Institute. Disponível em: <<http://cait.wri.org>>. Acesso em: 15 ago. 2019.