

PUCRS

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

JOSÉ MARTINS DOS SANTOS

**TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO
E MEIO AMBIENTE**

Porto Alegre

2019

PÓS-GRADUAÇÃO - *STRICTO SENSU*



Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
ESCOLA DE NEGÓCIOS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

**TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO
AMBIENTE**

ORIENTADOR

Prof. Dr. Adalmir Antônio Marquetti

CO-ORIENTADOR

Prof. Dr. Guilherme de Oliveira

DOUTORANDO

José Martins dos Santos

PORTO ALEGRE

2019

JOSÉ MARTINS DOS SANTOS

**TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO
AMBIENTE**

Tese apresentada como requisito parcial para
obtenção do título de doutor em economia pelo
Programa de Pós-graduação da Escola de
Negócios da Pontifícia Universidade Católica
do Rio Grande do Sul – PPGE/PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adalmir Antônio Marquetti

Co-orientador: Prof. Dr. Guilherme de Oliveira

PORTO ALEGRE

2019

Ficha Catalográfica

S237t Santos, José Martins dos

Três ensaios empíricos sobre crescimento econômico e meio ambiente / José Martins dos Santos . – 2019.
153 f.

Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Adalmir Antônio Marquetti.

Co-orientador: Prof. Dr. Guilherme de Oliveira.

I. Crescimento econômico; Meio ambiente; Progresso técnico. I. Marquetti, Adalmir Antônio. II. Oliveira, Guilherme de. III. Título.

Elaborada pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da PUCRS
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

Bibliotecária responsável: Salete Maria Sartori CRB-10/1363

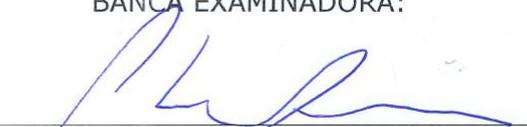
José Martins dos Santos

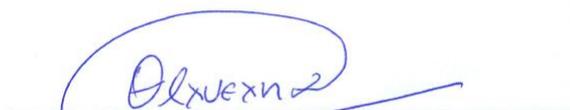
TRÊS ENSAIOS EMPÍRICOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE

Tese apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Doutor em Economia, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 29 de março de 2019, pela Banca Examinadora.

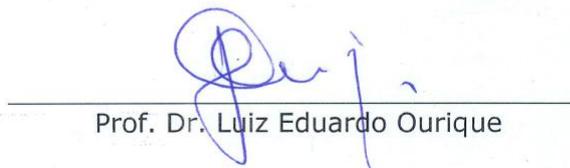
BANCA EXAMINADORA:


Prof. Dr. Adalmir Antonio Marquetti
Orientador e Presidente da sessão


Prof. Dr. Guilherme de Oliveira


Prof. Dr. Alessandro Donadio Miebäch


Prof. Dr. Henrique Morrone


Prof. Dr. Luiz Eduardo Ourique

PORTO ALEGRE

2019

Para Isabel Rosa Gritti, Lucas, Oliver e Edmilson com amor, justiça e humanismo.

AGRADECIMENTOS

Esta tese escrita em meio às minhas crenças e dramas é parte do esforço de compreensão do sistema de produção e o meio ambiente. Ao longo desse percurso convivi, com muitas pessoas admiráveis, sem as quais não teria sido possível chegar até aqui. Sinto-me honrado e feliz ao poder agradecer a todos pela colaboração.

Eu sou grato ao meu orientador Prof. Dr. Adalmir A. Marquetti, pelo desenvolvimento desta tese, por sua dinâmica de trabalho, parceria e credibilidade intelectual. Agradeço ao meu co-orientador Prof. Dr. Guilherme de Oliveira, pelas teorias e técnicas metodológicas basilares; e principalmente, pelo seu espírito engrandecedor. Eles são um brilho de esperança humana.

Eu agradeço à minha família, pelo incansável apoio nesta decisão tão importante de nossas vidas, – à minha amada esposa, Isabel Rosa Gritti, base para que tudo isso fosse possível; – aos meus queridos filhos, Oliver Santin Martins e Lucas Antônio Gritti Martins dos Santos, por compreenderem as minhas muitas ausências. Estivemos fisicamente distantes, mas espiritualmente próximos. Não foram tempos fáceis, espero poder compensá-los.

Sou grato aos professores do Programa de Pós-Graduação em Economia do Desenvolvimento, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PUCRS, Adelar Fochezzato, Augusto Mussi Alvim, Carlos Eduardo Lobo e Silva, Ely Jose de Mattos, Gustavo Inacio de Moraes, Izete Pengo Bagolin, Osmar Tomaz De Souza, Silvio Hong Tiing Tai, Carlos Nelson dos Reis, Helio Radke Bittencourt e Luiz Eduardo Ourique, pelo aprendizado e participação em minha formação acadêmica; e à equipe administrativa: obrigado Janaína Marques Rodrigues, Renata Liberato Santana e Rosane Bolzan por todo apoio.

Sou grato aos colegas do Mestrado e do Doutorado, especialmente: Saintilus Jn Francois, Romilson Moreira, Willian Boschetti Adamczyk, Jorge Toneto, Andrea, Andreia e Cássia Ternus, pelo intercâmbio e pela aprendizagem coletiva.

Gostaria de agradecer à Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul – PUCRS, Universidade Federal da Fronteira Sul – UFFS, Campus Erechim e Laranjeiras do Sul, em especial, aos colegas do Curso de Ciências Econômicas, Universidade Comunitária da Região de Chapecó – UNOCHAPECÓ, Cresol Central SC/RS e Cresol Base Alto Uruguai.

Gostaria de agradecer aos meus queridos pais, Antônio Martins dos Santos e Neuza Amélia dos Anjos (*in memoriam*), pela certeza do pilar da honestidade. Aos meus irmãos, Lúcia, Roseval (*in memoriam*), Vera, Luciene (*in memoriam*), Jovaldo (*in memoriam*), Oswaldo, Rosângela, Edmilson, e aos meus sobrinhos e sobrinhas, pelo sonho e pela certeza da superação.

Sou grato à família Gritti: Arude Gritti, Norma Rosso Gritti (*in memoriam*), Marcelo Gritti, Mara Gritti, Leandro Gritti, Flavia Milan Gritti, Marcos Laerte Gritti, Tatiana Pedott Gritti, Graciela Gritti, Ildo Gritti Pauli, Vera Gritti, Silvana Gritti, Vagner Cunha, Paulo Cunha, Vera Cunha (*in memoriam*), Renato Zis, Dona Renê, Dona Marta, João, Davi, Rafaela, Laura, Luiza, Carolina, Guilherme Gritti Pauli, Rafael Eco, Ana e Idanir Eco.

Gostaria de agradecer à família Santin, pela esperança em um mundo socialmente justo e ecologicamente sustentável: Avelino Santin (*in memoriam*), Santina Bianchi, Margarete Santin, Helio Santin (*in memoriam*), Álvaro, Edgar, Jô e Wilson Santin.

Quero agradecer profundamente a Elizabet Follmann pelo excelente trabalho de revisão. Sou grato aos amigos que nos socorrem quando mais precisamos: Elizabet Follmann, Marilice Baldi, Ivete Lima, Ilton Benoni, Luiz Fernando, Gerônimo Sartori, Denise, Débora, Alfredo Castamann, Ulisses, Marcelo Luis Ronsoni, Severo, Fraga, João Zottis, Idir Canzi, Iraci de Andrade, Alizolete, Gutemberg, Elaine Rocha, Paulo Trieviller, Tomé Colete, Darlan Christiano Kroth, Marcilei, Claudio Vignatti, Pedro Uczai, Luciane Carminatti, João Ceolin, Elaine Andretta, Luciana, Alvadi Grisseli e Helena Bonorino (*in memoriam*).

“Para não dizer que não falei das flores [...]”.

Geraldo Vandré

RESUMO

Esta tese apresenta três ensaios empíricos sobre crescimento econômico, meio ambiente e progresso técnico. O primeiro utiliza o método de causalidade de Granger em painel para explorar as relações de causalidade entre variáveis econômicas e ambientais. Os resultados mostram que os efeitos de escala e técnica são os principais canais propagadores do fluxo de emissões. O segundo capítulo faz uma investigação empírica do modelo de Solow verde com o emprego de técnicas não paramétrica e semiparamétrica. Os resultados são consistentes com a hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital, a curva de Kuznets ambiental (CKA) e a convergência em emissões *per capita* para o CO₂. No entanto, não há evidências da CKA e de convergência em emissões para N₂O e CH₄. O terceiro ensaio investiga a hipótese de mudança técnica induzida para o meio ambiente, investigando a relação de causalidade de Granger entre o preço de petróleo e a produtividade nos Estados Unidos entre 1949 a 2015. Os resultados são consistentes com a hipótese de mudança técnica induzida por custos de energia.

Palavras-chave: Crescimento econômico. Meio ambiente. Progresso técnico.

ABSTRACT

This thesis presents three empirical essays on economic growth, environment and technical progress. The first uses Granger causality in panel data to explore the causal relationships between economic and environmental variables. The results show that the effects of scale and technique are the main propagating channels of the emission flow. The second chapter makes an empirical investigation of the Green Solow model using non-parametric and semi-parametric techniques. The results are consistent with the hypothesis of declining marginal productivity of capital, the environmental Kuznets curve (EKC) and the convergence in emissions of CO₂. However, there is no evidence of EKC and convergence in emissions of N₂O and CH₄. The third essay investigates the hypothesis of induced environmental change by testing Granger causality between oil price and productivity in the United States between 1949 and 2015. The results support the hypothesis of technical change induced by energy cost.

Keywords: Economic growth. Environment. Technical change.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho para a amostra completa e subgrupos de países – 1980-2014.....	32
Tabela 2 – Coeficiente de correlação das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho – 1980-2014.....	33
Tabela 3 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho para amostra completa e sem os países produtores de petróleo – 1980-2014.....	38
Tabela 4 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para os subgrupos América e Ásia – 1980-2014.....	40
Tabela 5 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para os subgrupos África e economias desenvolvidas – 1980-2014.....	42
Tabela 6 – Teste Pedroni de cointegração do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para amostra completa e subgrupos – 1980-2014.....	44
Tabela 7 – Teste Kao de cointegração do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para a amostra completa e subgrupos – 1980-2014.....	46
Tabela 8 – Teste de cointegração de Fisher-Johansen do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho – 1980-2014.....	47
Tabela 9 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para amostra completa – 1980-2014.....	54
Tabela 10 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho sem produtores mundiais de petróleo – 1980-2014.....	55
Tabela 11 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de países da América – 1980-2014.....	56

Tabela 12 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para o subgrupo de países da Ásia – 1980-2014	57
Tabela 13 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para o subgrupo de países da África – 1980-2014	59
Tabela 14 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de economias desenvolvidas – 1980-2014	60
Tabela 15 – Variáveis e amostra de países para os cortes de dados em 1984, 2012 e 2014	74
Tabela 16 – Regressão semiparamétrica de rendimentos marginais decrescentes do capital com a taxa de lucro, relação capital/trabalho e uma variável de controle – 1984 e 2014	80
Tabela 17 – Regressão semiparamétrica de rendimentos marginais decrescentes do capital com a função de produção, relação capital-trabalho e uma variável de controle – 1984 e 2014	81
Tabela 18 – Regressão semiparamétrica de convergência condicional em emissões de CO ₂ <i>per capita</i> e o efeito marginal da relação capital/trabalho – 2014.....	92
Tabela 19 – Regressão Semiparamétrica de Convergência Condicional para Emissões de N ₂ O <i>per capita</i> e o Efeito Marginal da Relação Capital/Trabalho – 2012.....	94
Tabela 20 – Regressão Semiparamétrica de Convergência Condicional para Emissões e CH ₄ <i>per capita</i> e o Efeito Marginal da Relação Capital/Trabalho – 2012.....	96
Tabela 21 – Preço do petróleo, produtividades energética, do trabalho e do capital e relação energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015	108
Tabela 22 – Coeficientes de correlação do Log das séries preço do petróleo, produtividades da energia, do trabalho e do capital e energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015	110
Tabela 23 – Testes de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho para os EUA – 1949-2015	111
Tabela 24 – Teste de cointegração de Johansen das séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho nos EUA – 1949-2015	113
Tabela 25 – Estimativas do modelo de correção de erros (VEC) no longo prazo para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia/trabalho nos EUA – 1949-2015	114
Tabela 26 – Causalidade de Granger entre as produtividades energética, do capital e do trabalho, preço do petróleo e relação energia/trabalho nos EUA – 1949-2015	118

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 – Composição dos insumos capital e energia no processo de produção dos produtos desejáveis e não desejáveis escritos na forma intensiva.....	24
Quadro 2 – Países selecionados para a amostra completa e por subgrupos	31
Figura 1 – Diagrama de dispersão das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para a amostra completa e os subgrupos sem os produtores de petróleo e América – 1980-2014	35
Figura 2 – Diagrama de dispersão das variáveis emissões de CO ₂ , uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para os subgrupos Ásia, África e economias desenvolvidas – 1980-2014	36
Figura 3 – Diagrama de Representação do Modelo de <i>Solow</i> Verde	69
Figura 4 – Regressão local de rendimentos marginais decrescentes do capital estimados com a relação capital/trabalho, taxa de lucro e a função de produção – 1984 e 2014	79
Figura 5 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho estimados com a taxa de lucro e crescimento populacional para os anos de 1984 e 2014.....	80
Figura 6 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho estimados com a função de produção e a taxa de crescimento populacional para os anos de 1984 e 2014.....	82
Figura 7 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental (1984).....	84
Figura 8 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental (1998).....	85
Figura 9 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental	85
Figura 10 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N ₂ O)	87
Figura 11 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N ₂ O)	87
Figura 12 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N ₂ O)	88
Figura 13 - Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH ₄).....	89
Figura 14 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH ₄).....	89
Figura 15 – Regressão local e <i>splines</i> da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH ₄).....	90

Figura 16 – Efeito marginal da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões de CO ₂ <i>per capita</i> – 2014	93
Figura 17 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões de N ₂ O estimados em nível e log – 2012	95
Figura 18 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões <i>per capita</i> de CH ₄ estimados em log – 2012.....	96
Figura 19 – Preço do petróleo, produtividades da energia, do trabalho e do capital e relação energia-trabalho nos EUA – 1949-2015	109
Figura 20 – Função impulso-resposta do preço do petróleo, produtividades energética, do trabalho e do capital e relação energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015	116

LISTA DE SIGLAS

ACE - Convergência Absoluta
ARCH - Heterocedasticidade Condicional Autorregressivo
BTU - British Thermal Units
CCE - Convergência Condicional
CE - Consumo de Energia
CKA - Curva de Kuznets Ambiental
CO - Monóxido de Carbono
CO₂ - Dióxido de Carbono
OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
EIA - Energy Information Administration
EPWT 6.0 - Extended Penn World Table
EUA - Estados Unidos da América
FD - Desenvolvimento Financeiro
GAM - Generalized Additive Model
GMM - Método Generalizado dos Momentos
HC - Homogeneous Causality
HEC - Heterogeneous Causality
HENC - Heterogeneous Non-Causality
HNC - Homogeneous Non-Causality
LM - Multiplicador de Lagrange
MISE - Mean Integrated Squared Error
N₂O - Óxido Nitroso
OPEP - Organização dos Países Exportadores de Petróleo
PIB - Produto Interno Bruto
PM10 - Partículas em Suspensão
PWT - Penn World Table
RMD - Rendimentos Marginais Decrescentes
SO₂ - Dióxido de Enxofre
QARDL - Quantile Autoregressive Distributed Lag
TR - Abertura Comercial
URB - Urbanização
VOC - Compostos Orgânicos Voláteis

VAR - Vetor Autorregressivo

VEC - Vetor de Correção de Erros

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	17
2 CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE: UMA ABORDAGEM DE CAUSALIDADE DE GRANGER EM PAINEL	17
2.1 INTRODUÇÃO.....	20
2.2 RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE.....	22
2.3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA	25
2.4 DADOS E MÉTODOS.....	31
2.4.1 Estatística descritiva.....	32
2.4.2 Estacionariedade em painel	36
2.4.3 Cointegração em painel.....	43
2.4.4 Causalidade de Granger	48
2.5 RESULTADO E DISCUSSÃO.....	53
2.6 CONCLUSÃO.....	61
3 CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE: UMA ABORDAGEM NÃO-PARAMÉTRICA E SEMIPARAMÉTRICA DO MODELO DE SOLOW VERDE.....	63
3.1 INTRODUÇÃO.....	63
3.2 O MODELO DE SOLOW VERDE	65
3.3 DADOS E MÉTODOS.....	72
3.3.1 Regressão Semi e não-paramétrica	74
3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	78
3.4.1 Rendimentos marginais decrescentes do capital.....	78
3.4.2 Curva de Kuznets Ambiental (CKA).....	83
3.5 CONVERGÊNCIA.....	91
3.6 CONCLUSÃO.....	97
4 MEIO AMBIENTE, MUDANÇA TÉCNICA INDUZIDA E O EFEITO REBOUND: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS ESTADOS UNIDOS.....	99
4.1 INTRODUÇÃO.....	99
4.2 PROGRESSO TÉCNICO INDUZIDO E O EFEITO <i>REBOUND</i>	101
4.3 DADOS E MÉTODOS.....	105
4.3.1 Estatística descritiva.....	108
4.3.2 Estacionariedade e cointegração	110
4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	114

4.5 CAUSALIDADE DE GRANGER	117
4.6 CONCLUSÃO.....	119
REFERÊNCIAS.....	123
APÊNDICE A – Teste de raiz unitária em painel	137
APÊNDICE B – Testes de cointegração em painel.....	142
APÊNDICE C – Seleção da ordem de defasagem ótima do modelo autorregressivo (VAR).....	147
APÊNDICE D – Produtividade da energia	148
APÊNDICE E – Teste de estabilidade do modelo de correção de erros (VEC).....	150
APÊNDICE F – Testes LM e Portmanteau de autocorrelação do modelo de correção de erros (VEC)	151
APÊNDICE G – Teste de heterocedasticidade residual do modelo de correção de erros (VEC)	152
APÊNDICE H – Teste de normalidade residual do modelo de correção de erros (VEC).....	153

1 INTRODUÇÃO

O capital natural, a poluição e a mudança climática compõem um campo abrangente de pesquisa empírica na literatura de crescimento econômico e meio ambiente. Esse relacionamento, indica por um lado, que as técnicas de produção em desequilíbrio com a natureza limitam a capacidade para sustentar o crescimento econômico e o bem-estar social, por outro, aconselha que o aperfeiçoamento contínuo das técnicas produtivas, mediante incentivo e controle da poluição, reestabelece o equilíbrio ambiental. Assim, a literatura de crescimento e meio ambiente discute a importância do crescimento sustentável, decorrente de inovação e progresso técnico para frear a pressão ambiental e as externalidades da produção.

Conforme o IPCC (2018), existe uma robusta correlação entre a temperatura média do planeta e o aquecimento global antropogênico, tal que a probabilidade de limitar a temperatura em 1,5° C, no futuro, depende forçosamente das emissões acumuladas de CO₂. Se as emissões líquidas caírem a zero em 2055 e o efeito radiativo iniciar o processo de resfriamento a partir de 2030, a temperatura média global aumentará 1,5° C até 2100. Reduções nos níveis de emissões melhoram essa probabilidade, e sem haver redução, a temperatura cresce 2° C. Isso eleva as temperaturas médias nas regiões terrestres e oceânicas, fazendo subir o nível do mar, provocando ondas de calor excessivo, precipitações intensas e secas prolongadas.

Os riscos para a biodiversidade e os ecossistemas vão desde a extinção de espécies à diminuição de serviços ambientais imprescindíveis às atividades humanas. As emissões de CO₂ antropogênicas tanto aumentaram sistematicamente como qualitativamente, e seu peso difere do CO₂ natural, permitindo identificar o CO₂ não natural como o principal causador do efeito estufa.¹ Assim, embora persistam controvérsias no âmbito da ciência climática acerca do aquecimento global antropogênico, compartilhamos o pensamento hegemônico da comunidade científica, sustentado nos relatórios do IPCC (*Intergovernmental Panel Climate Change*).

A teoria do crescimento econômico praticamente negligenciou o meio ambiente até a década de 1970, mas, desde então, passou a incorporar em seus modelos teóricos os recursos naturais, tornando-se cruciais as relações de interdependência da produção de bens e o meio ambiente, contexto que insere a obra do Clube de Roma como incisiva quanto aos limites do crescimento, a despeito das ideias de Barnett e Morse (1963), contrárias à visão clássica fundamentalista de escassez e retornos decrescentes de escala. Em termos macroeconômicos, a

¹ Consultar: Singer (2008), para a discussão das ideias de aquecimento global não antropogênico.

discussão ambiental ganha importância a partir dos anos de 1990, com o desenvolvimento de modelos teóricos e empíricos e a disponibilidade de dados aplicáveis, com destaque para a curva de Kuznets ambiental (CKA), o modelo de Solow verde e políticas regulatórias, contribuindo substancialmente para a literatura de crescimento econômico e meio ambiente.

A CKA descreve uma curva em formato de U invertido para os níveis de emissões e renda *per capita*, testada em muitos estudos com resultados adversos, como em Grossman e Krueger (1991), com evidências para os EUA, Shafik e Bandyopandhyay (1992), que atribuem a degradação ambiental aos baixos custos de poluição, Holtz-Eaki e Selden (1995), que estimam o crescimento da poluição apesar das emissões intensivas diminuírem; Millimet e Racine (2007), que discutem a rigidez da política ambiental e o movimento de capitais, entre outros estudos. Consta-se, no entanto, que as estimativas da CKA pressupõem relações unidirecionais provenientes da atividade econômica para o meio ambiente.

Contudo, considerando a produção um fluxo de entrada e saída de recursos, suspeita-se que essa relação ocorra apenas em uma direção, o que nos leva a investigar a existência de relações endógenas, pelo método de causalidade de Granger em painel. Brock e Taylor (2004), consideram que os efeitos escala, técnica e composição setorial constituem os principais canais geradores das emissões. Mantidas constantes a técnica de produção e a composição do produto, as emissões acompanham o nível da atividade econômica (*efeito escala*). A escala e a técnica de produção constantes, as emissões podem ser alteradas pela composição dos setores (*efeito composição*); com a escala e a composição inalteradas, as emissões apenas podem ser atenuadas pela técnica de produção (*efeito técnica*).

Assim, o primeiro capítulo desta tese investiga essa hipótese, usando o método de causalidade de Granger, com as emissões de CO_2 *per capita*, produtividade do trabalho, relação capital-trabalho e o consumo de energia por trabalhador, para uma amostra de 56 países, de 1980 a 2014, ocupando-se da seguinte questão: as emissões de CO_2 estão associadas aos efeitos escala e técnica de produção? Se sim, tratar-se-á de técnica suja e, portanto, limitar as emissões, preservando o crescimento econômico, configura um *trade-off*, pois aumentos do produto $Y(t)$ implicariam em emissões crescentes, exceto se o progresso técnico de abatimento das emissões excedesse os efeitos escala de crescimento da produção agregada e da população.

O modelo de Solow verde, desenvolvido por Brock e Taylor (2010), traz uma perspectiva otimista. Considerando-se, as hipóteses de rendimentos marginais decrescentes do capital e o crescimento sustentável, que supõe o efeito técnica gerado pelo progresso tecnológico de abatimento das emissões maior que o efeito escala, as economias não apenas não teriam sua trajetória de crescimento limitada, como o próprio crescimento econômico

encarregar-se-ia de resolver o problema da poluição, pois ela cresceria com o aumento da renda, mas, no período seguinte, o crescimento da renda geraria a renda necessária para a despoluição.

Essas premissas remetem ao objetivo do segundo capítulo, que submete à investigação empírica o modelo de Solow verde em três aspectos fundamentais: os rendimentos marginais decrescentes do capital, a CKA e a convergência em emissões *per capita*, utilizando-se de técnicas não paramétrica e semiparamétrica. A hipótese subjacente aos rendimentos marginais decrescentes é a de que a taxa de lucro decresce com o aumento da relação capital-trabalho, o que justifica a estratégia empírica para o uso da proxy taxa de lucro, relação capital-trabalho e a função de produção. Estima-se a CKA com os três principais gases do efeito estufa: dióxido de carbono (CO₂), óxido nitroso (N₂O) e o gás metano (CH₄).

O entusiasmo com o progresso tecnológico de abatimento das emissões e o crescimento sustentável, contudo, coloca em discussão a questão da mudança técnica induzida, pois o nível de emissões depende de eficiência energética e de redução no consumo de energia fóssil. A abordagem de progresso técnico viesado salienta que a mudança técnica surge pressionada por custos, com o objetivo de substituir o fator de produção escasso ou dispendioso (HICKS, 1932). Essa literatura, estendida aos custos induzidos por emissões e aquecimento global antropogênico, como sugerem Foley et al. (2003), aponta que a trajetória de crescimento sustentável requer inovações para mitigar a poluição e o problema da mudança climática.

Assim, o terceiro capítulo desta tese ocupa-se da análise de causalidade de Granger em séries de tempo para os Estados Unidos da América (EUA), de 1949 a 2015, identificando, sobretudo, as relações de causalidade do preço do petróleo para a produtividade da energia e as conexões com a mudança técnica e o meio ambiente. Sugere-se que, se o preço do petróleo causa, no sentido de precedência temporal, a produtividade da energia, os ganhos de eficiência energética reduziriam o uso de energia e as emissões, por meio do efeito técnica. Não obstante, poderia desencadear aumentos no consumo de energia fóssil, reeditando o dilema da mudança climática, cenário conhecido como efeito *rebound* – o paradoxo de Jevons.

Sumarizando, a tese explora, no primeiro capítulo, as relações endógenas da produção conjunta do PIB e emissões de CO₂. No segundo capítulo, submete-se o modelo de Solow verde à investigação empírica, com uma estratégia inovadora, permitindo testar a convergência em emissões e a curva de Kuznets ambiental conjuntamente, uma contribuição à literatura existente, escassa em relação a esse tipo de técnica. No terceiro capítulo, explora-se a eficiência energética associada ao progresso tecnológico, à inovação induzida e ao efeito técnica redutor de custos de abatimento das emissões para mitigar o problema da mudança climática.

2 CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE: UMA ABORDAGEM DE CAUSALIDADE DE GRANGER EM PAINEL

2.1 INTRODUÇÃO

O aumento da temperatura média do planeta nos últimos 150 anos não encontra precedente histórico. Em pouco mais de um século os oceanos aqueceram em cerca de 0,85°C, as geleiras diminuíram, e o nível do mar elevou-se em 20 centímetros (IPCC, 2013; 2014). Há indícios de que esses fenômenos se associam às forças iterativas entre crescimento econômico e meio ambiente, dentre as quais se destacam o consumo de energia fóssil e as emissões de gases do efeito estufa. Antes da Revolução Industrial, a concentração de dióxido de carbono (CO₂) não ultrapassou 300 partes por milhão (ppm). Atualmente, a média global alcança 409,36ppm, evidência de um *trade-off* entre crescimento econômico e meio ambiente.²

O crescimento gera, concomitantemente, o Produto Interno Bruto (PIB) e a emissão de gases do efeito estufa. Esses gases têm potencial para provocar o aquecimento global, alterar o clima na terra e afetar a saúde humana, a biodiversidade e a própria economia. Há uma complexidade de fatores que acelera o aquecimento global e as mudanças climáticas;³ os mais importantes, no entanto, são de origem antropogênica (IPCC, 2007). As consequências são pouco conhecidas, sendo as mais prováveis a intensidade dos ventos, aumento no nível dos oceanos e no ciclo das águas, com efeitos adversos na agricultura e na pecuária.

A literatura empírica sobre crescimento econômico e meio ambiente parte da hipótese (explícita ou implícita) de que a emissão de gases do efeito estufa é oriunda da produção conjunta com o PIB. Assim, existiriam três canais que explicam o fluxo de emissões: escala, técnica e composição setorial (BROCK; TAYLOR, 2004). Contudo, os estudos geralmente concentram-se em verificar o formato da curva de Kuznets ambiental (CKA), a qual supõe que as emissões são uma função da renda, porém, como apontado por Arrow *et al.* (1995), a principal crítica que pode ser levantada à literatura da CKA é a presunção de que uma curva *U* invertido produza uma relação unidirecional da renda *per capita* para a qualidade ambiental.

Este capítulo tem por diferencial explorar as relações causais das variáveis econômicas para as ambientais e vice-versa, não capturadas nos modelos convencionais da CKA. São

² Consultar: <https://www.esrl.noaa.gov/gmd/ccgg/trends/global.html#global>. National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA), dez-2018.

³ Mudanças climáticas são estatísticas de variações do clima ao longo do tempo, estimadas a partir de fenômenos físicos que regem o comportamento da atmosfera, como, por exemplo, movimentos de aquecimento, resfriamento, chuvas, neve, evaporação e outros (IPCC, 2007, p. 96-121).

ênfatisadas as forças da causalidade correspondentes ao fluxo de emissões. Marquetti e Pichardo (2013) veem as emissões como um subproduto do PIB. A combinação entre capital e trabalho impulsiona o crescimento econômico, enquanto o capital incrementa o nível de emissões. A produtividade do trabalho e a razão capital-trabalho são elevadas, enquanto a produtividade do capital é reduzida. Inicialmente, as emissões por unidade de produto e de trabalho aumentam, porém declinam com o processo de crescimento econômico, compatível com a CKA. Contudo, os autores não examinam eventuais relações de causalidade.

A literatura de crescimento e meio ambiente que estuda relações de causalidade suspeita que os insumos de produção intensivos em poluição movem a direção da causalidade do PIB para as emissões. Lean e Smyth (2010) corroboram a hipótese de que o uso de energia gera a causalidade unidirecional do PIB para emissões de CO₂. Assim, a presente pesquisa investiga a hipótese de causalidade no sentido de Granger entre emissões de CO₂, produtividade do trabalho, relação capital-trabalho e uso de energia por trabalhador, examinando as seguintes questões: existe causalidade para esse conjunto de variáveis? Qual a direção da causalidade? Emissões de CO₂ associam-se aos insumos e à escala de produção? Quais as implicações?

O estudo abrange uma amostra de 56 países no período de 1980 a 2014. As variáveis escolhidas devem-se à eventual presença de relações endógenas. O critério de seleção dos países levou em conta a disponibilidade de dados para o conjunto das variáveis, todas extraídas da nova Extended Penn World Table (EPWT 6.0). A fim de capturar as características endógenas, dividiu-se a amostra em subgrupos conforme o critério de classificação das Nações Unidas. O primeiro excluiu os produtores mundiais de petróleo. Os segundo, terceiro e quarto representam economias em desenvolvimento (América, Ásia e África) e o quinto economias desenvolvidas (UNITED NATIONS, 2017).

A estrutura de dados e as características heterogêneas dos países designa o teste de Dumitrescu e Hurlin (2012), adequado aos objetos da pesquisa. Apesar de recente e ainda pouco explorada, essa técnica inova a estimação de causalidade, ao considerar os efeitos específicos dos países, aparentemente ignorados na literatura sobre causalidade em painel. Além desta introdução, o presente estudo está dividido como segue: a seção 2 apresenta a base teórica, enquanto a seção 3 revisa a literatura relacionada. Metodologia, dados, estacionariedade e cointegração são analisadas na seção 4. Na seção 5, são realizados os testes de causalidade e a discussão dos resultados. Por fim, na seção 6, tecem-se as principais conclusões.

2.2 RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE

O sistema econômico corresponde a um fluxo de entrada e saída de materiais. O fluxo de entrada (*input*) são os fatores de produção (capital, trabalho e recursos naturais). O fluxo de saída (*output*) compreende o PIB ou o valor expresso em unidades monetárias. A economia representa esse sistema em um diagrama tradicionalmente conhecido como “fluxo circular da renda”, que ilustra como ocorre a produção e o consumo de mercadorias (**lado real**) e os meios de trocas entre os agentes econômicos (**lado monetário**). O modelo esboça a noção de um sistema circular e fechado e explica a circulação dos bens econômicos e da renda. Entretanto, oculta a exploração dos recursos naturais e as externalidades ambientais negativas, geradas, concomitantemente, no processo produtivo.

Assim, o sistema econômico produz, ao mesmo tempo, valor e resíduos. O valor produzido com o crescimento econômico expande a renda real e traz benefícios sociais. Os resíduos, por sua vez, causam a degradação do meio ambiente e danos irreversíveis aos ecossistemas e à biodiversidade. Assim, uma ameaça constante à vida e à saúde humana ocorre, progressivamente, por meio dos poluentes químicos, radioativos e atmosféricos. Embora uma parte dos resíduos seja decomposta e reciclada naturalmente, uma parte não poderá jamais ser eliminada, e sua acumulação amplia a degradação ambiental (GEORGESCU-ROEGEN, 1971).

Portanto, a base natural utilizada para expandir a riqueza e o bem-estar da sociedade é absolutamente frágil e limitada, o efeito renda alterando o padrão de consumo continuamente, gera a obsolescência programada e perceptiva (LEONARD, 2011) incentivando o consumo de produtos sofisticados, logo substituídos ou descartados, o que resulta em exaustão dos recursos naturais e acúmulo de resíduos a cada novo produto. A escala de produção acelera a finitude dos recursos, e a poluição atmosférica altera o equilíbrio térmico do planeta. Esses eventos estão na origem do que poderá ser a grave crise do meio ambiente e a desordem do sistema econômico.

Georgescu-Roegen (1971) fundamentou a possibilidade de uma crise ecológica com base na lei da entropia, que consiste em “uma medida de energia não utilizável num sistema termodinâmico”. Ele explica o funcionamento do sistema econômico a partir dos fundamentos da física, segundo os quais “[...] matéria e energia não são criadas nem destruídas”. São absorvidas, continuamente, num estado de baixa entropia e devolvidas na forma de alta entropia. Conforme o autor, o sistema econômico “[...] é um processo parcial, que intercambia matéria e energia com o universo material”.

Baixa e alta entropias referem-se, respectivamente, ao estado dos recursos naturais dotados de valor que entram no sistema econômico e os resíduos de saída gerados na produção. Essa distinção caracteriza o sistema econômico como um processo termodinâmico que absorve matéria, energia e entropia. As leis da termodinâmica governam essas relações. A energia obtida no sistema termodinâmico classifica-se em dois estágios: energia utilizável ou livre, da qual se pode obter trabalho, e energia não utilizável ou presa, dissipada caoticamente, não aproveitada. Uma possui forma ordenada, enquanto a outra designa desordem e dispersão.

O resultado desse processo termodinâmico tenderá sempre a déficits em termos físico e econômico. Os recursos naturais de baixa entropia dotados de valor são transformados em resíduos de alta entropia. Logo, a totalidade dos custos ambientais superará sempre o produto (GEORGESCU-ROEGEN, 1971; 2012). A lei da entropia expõe, portanto, as fragilidades do sistema econômico em sustentar o crescimento contínuo. O vínculo dessa abordagem ao contexto da presente pesquisa encontra-se na medida em que eventuais relações de causalidade no sentido de Granger das variáveis econômicas para as ambientais, ou bicausalidade, corroboram a hipótese de que os recursos naturais transformados em alta entropia na forma de emissões de CO₂, por exemplo, contribuem para o aquecimento global e as mudanças climáticas, agravando a crise ambiental.

A insegurança em que se assenta tal perspectiva futura não poderá ser modificada. O crescimento econômico desejado pela sociedade materializa-se na produção e no consumo de novos bens e serviços e requer a provisão constante de recursos naturais do meio ambiente no estado de baixa entropia. Todavia, o efeito escala exige maior consumo de energia e, nesse caso, a presença de relações causais entre os insumos de produção e as emissões de CO₂ implicam que estas são preditas pelas variáveis econômicas e podem elevar-se no longo prazo.

A dinâmica resultante poderá ser a projeção de dois eventos de proporções amplas: de um lado, o uso intenso do estoque de baixa entropia do meio ambiente abreviará a finitude de recursos naturais; de outro, resíduos em estado de alta entropia, como o nível de emissões, afetarão o aquecimento global e as mudanças climáticas, com efeitos adversos. Não se poderá estimar os riscos e as inter-relações macroeconômicas de tais eventos, e, ainda que se apresente um horizonte otimista, não se refuta o realismo da entropia e suas implicações a longo prazo para o meio ambiente e para a economia.

Assumimos, na presente pesquisa, que o sistema econômico produz, simultaneamente, dois produtos distintos: um desejável pela sociedade e outro não desejável. O produto desejável é o PIB, denotado por X . O não desejável é o nível de emissões de dióxido de carbono, expresso por (B) . Supondo retornos constantes de escala, acréscimos de insumos do capital (K) , do

trabalho (N) e da energia (E) impactam, positivamente e em igual proporção, ambos os produtos X e B , de modo que a escala de produção e a composição técnica podem intensificar a poluição. Convém destacar que o capital alocado para a produção do PIB deprecia-se a uma taxa d em cada período t , sendo a depreciação do PIB dada por dK .

O PIB e as emissões podem ser expressos pelas funções de produção: $X = F(K, E, N)$ e $B = F(K, E, N)$. As mesmas variáveis que produzem o produto desejável produzem também o não desejável. Dividindo ambas as equações pelo número de trabalhadores empregados (N), obtêm-se as funções de produção intensivas: $x = f(k, e)$ e $b = f(k, e)$, sendo x a produtividade do trabalho; k , a relação capital-trabalho (ou a intensidade de capital); b a razão emissões-trabalho (ou emissões por unidade de trabalho); e , a razão energia-trabalho (ou a intensidade energética); e d , a depreciação do capital todos ilustrados no Quadro 1.

Quadro 1 – Composição dos insumos capital e energia no processo de produção dos produtos desejáveis e não desejáveis escritos na forma intensiva

INSUMOS		PRODUTOS		
Capital	Energia	PIB Desejável	CO ₂ Não Desejável	Depreciação do Capital
k	e	x	b	$(1 - d)K$

Fonte: Adaptado de Marquetti e Pichardo (2013).

O crescimento do produto desejável (x) demanda investimentos em capital (k) e energia (e). Alteram-se a relação capital-trabalho e a intensidade energética. Nossa hipótese é a de que o produto não desejável (emissões de CO₂ por trabalhador) aumenta pelos efeitos escala e técnica de produção. Capital e energia por trabalhador elevam a produtividade do trabalho (x) e a taxa de crescimento do PIB, e, conseqüentemente, cresce o nível de emissões (b). A presença dessas relações configura causalidade unidirecional entre produtividade (x), relação capital/trabalho (k), uso de energia e emissões de CO₂. Nesse caso, a causalidade advém do efeito técnica. Contudo, poderá coexistir um cenário de bicausalidade entre as variáveis ou causalidade circular cumulativa decorrente dos efeitos escala e técnica conjuntamente.

2.3 REVISÃO DE LITERATURA EMPÍRICA

A literatura empírica sobre crescimento econômico e meio ambiente ressalta as relações entre emissões e renda *per capita*. Muitos trabalhos buscam evidências da curva de Kuznets ambiental (CKA), que pressupõe o nível de emissões como uma função não linear da renda. A expansão da renda eleva o nível de emissões até um ponto máximo, a partir do qual decresce, o que indica relação de causalidade unidirecional da renda para emissões de CO₂. Essa abordagem segue amparada por uma série de estudos — Panayotou (1993), Holtz-Eaki e Selden (1995), Selden e Song (1994), Stokey (1998), Bulte e Soest (2001), Lopes (2013) e outros.

Não obstante, pode ocorrer que a renda seja consequência do nível de emissões e não causa, como prevê a CKA, o que requer investigar a direção da causalidade de Granger entre crescimento econômico e emissões. Nessa perspectiva, a literatura sustenta as hipóteses de causalidade unidirecional das emissões para o PIB e do PIB para as emissões e causalidade bidirecional entre emissões e PIB. A primeira hipótese decorre do efeito técnica, que utiliza energia fóssil; a segunda é explicada pelo efeito escala. Ao expandir a produção, modificam-se as intensidades energética, trabalho e capital, o que repercute em produtividade, crescimento econômico e emissões. A bicausalidade existiria, devido à dinâmica de retroalimentação sistêmica e de causação cumulativa.

O estudo realizado por Lean e Smyth (2010) para os cinco países-membros da Association of Southern Asian Nations (ASEAN), Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura e Tailândia, com as variáveis PIB, emissões de CO₂ e consumo de eletricidade (CE), no período de 1980 a 2006, concluiu que o PIB eleva o consumo de energia e o nível de emissões. Aplicando técnicas de cointegração e o modelo de correção de erro em painel dinâmico, os autores corroboram a hipótese de causalidade unidirecional do uso de energia para emissões a curto prazo e de energia e emissões para o PIB a longo prazo, bem como encontram evidências que corroboram a hipótese da CKA, mas recomendam eficiência energética e uso de energia renovável.

Existência de causalidade unidirecional do consumo de energia e emissões para o PIB sugerem que, nos cinco países da ASEAN, a energia causa crescimento econômico e emissões. A demanda por energia expande a infraestrutura, o emprego e a poluição, evidência robusta do efeito escala no curto prazo. Porém, no longo prazo, a taxa de crescimento do PIB não Granger causa emissões de CO₂. De acordo com Lean e Smyth (2010), isso acontece porque há um potencial de energia renovável e porque as emissões oriundas do efeito escala são relativamente baixas, exceto em Cingapura. Assim, estratégias de utilização dessa capacidade ainda

subutilizada são necessárias, para que o crescimento não provoque a degradação ambiental no longo prazo.

Em um estudo abrangendo África, América, Ásia, Europa e Oceania, Dinda e Coondoo (2006) demonstraram diferentes resultados para a direção da causalidade entre renda *per capita* e emissões. Os autores aplicaram testes de raiz unitária, cointegração e causalidade de Granger em painel para 88 países no período de 1960 a 1990. Nos países da África, o estudo encontrou evidências de causalidade bidirecional. Na América Central, causalidade unidirecional da renda para as emissões, e, na Europa, os resultados mostram causalidade reversa de emissões para o nível de renda.

Diferentes relações causais revelam que renda e emissões assumem características exógenas ou autônomas para os subgrupos de países. Na América Central, a renda é exógena, enquanto, na Europa, são as emissões que o são. Isso traz, segundo os autores, diversas implicações à gestão global do estoque de emissões. Países em desenvolvimento teriam que sacrificar suas taxas de crescimento econômico ou adotar tecnologias limpas, ou ainda uma combinação de ambas, já que as emissões são explicadas por escala e técnica de produção. Nos países desenvolvidos, caso estabeleçam mecanismo de controle, seria necessário desacelerar as taxas de crescimento, para reduzir as emissões ao patamar aceitável.

Para o conjunto dos países, não se encontra uma solução plausível para a gestão global do nível de emissões. Diante desse quadro de dificuldades, convém destacar a hipótese de que uma forma de reversão do aumento das emissões agregadas nos países desenvolvidos seja externalizar os setores intensivos em poluição e, através do comércio internacional, criar um possível canal de transferência das emissões para países em desenvolvimento.

Essa hipótese foi sugerida por Hettige, Lucas e Wheeler (1992) e Agras e Chapman (1999), para os quais a abertura comercial interfere na direção da causalidade entre renda e emissões. O comércio internacional pode elevar o nível de emissões, sobretudo em economias dependentes de insumos intensivos em poluição. Conforme Dinda e Coondoo (2006), o grau de abertura comercial afeta, de maneira diferenciada, o nível de emissões dos países: na América Central e na África, aumentam as emissões de CO₂, enquanto, em países da Europa, reduzem, o que ilustra a hipótese dos portos de poluição, potencialmente gerados por tais padrões de trocas.

A hipótese Pollution Haven Hypothesis (PHH) advoga que diferenças na austeridade de regulamentações ambientais oferece, aos países em desenvolvimento, vantagens comparativas em atividades intensivas em poluição. Assim, países ricos podem especializar-se, continuamente, em atividades produtivas “limpas” e relegar aos países pobres a provisão de

produtos intensivos em tecnologias “sujas”. Dinda (2005) aprimora a discussão, estimando os impactos ambientais da globalização tanto em países da *Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico* (OCDE) quanto os não pertencentes a ela, com dados do PIB *per capita*, da relação capital-trabalho, da abertura comercial e de emissões de CO₂ no período de 1965 a 1990. Usando modelo de painel de efeitos fixos e aleatórios para os subgrupos de países, concluiu que a globalização diminui as emissões nos países desenvolvidos e aumenta nos países pobres. A causalidade do consumo de energia para as emissões e para o PIB deve ser explorada como um indicativo da hipótese dos portos de poluição.

Em outro estudo de causalidade de Granger para os países da OCDE, também aplicando abordagem de painel para uma amostra de 33 países e dados anualizados no período de 1992 a 2011, com as variáveis emissões de CO₂ e Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), Bedir e Yilmaz (2016) identificaram um *trade-off* entre conservação ambiental e desenvolvimento econômico. Restrições ao uso de energia oriundas de fontes poluidoras reduzem o nível de emissões, porém resultam em perda de bem-estar. A não adoção de políticas de conservação implicará degradação do meio ambiente e piora da qualidade de vida.

Pao e Tsai (2010) analisaram a causalidade de Granger em painel entre emissões de CO₂, PIB e uso de energia para Brasil, Rússia, Índia e China (BRICs), no período de 1971 a 2005 e de 1990 a 2005 especificamente para a Rússia, com ambas as variáveis expressas em valores *per capita*. As emissões nos países do BRICS representavam, em 1990, 18,7% do total global de emissões. Em 2007, alcançaram 28,15%; em 2008, 36,32%; e em 2014, 43,5%. Entre 1990 e 2014, todos os países do BRICS incrementaram suas emissões: Rússia (23,4%), Brasil (153,6%), Índia (261,5%) e China (321,4%). Os autores confirmam a existência de forte relação causal entre emissões, PIB e consumo de energia.

A direção da causalidade move-se das emissões para o PIB nos curto e longo prazos e das emissões de CO₂ para o uso de energia no longo prazo, portanto, causalidade unidirecional. O estudo corrobora ainda a hipótese de causalidade bidirecional das emissões para o consumo de energia no curto prazo e do consumo de energia para o PIB no longo prazo. Ou seja, no curto prazo, existe causalidade bidirecional entre emissões e consumo de energia e causalidade unidirecional do consumo de energia para emissões e para o PIB. No longo prazo, a causalidade é bidirecional do consumo de energia para o PIB e unidirecional das emissões para o consumo de energia e deste para o PIB.

Bicausalidade do consumo de energia para o crescimento do PIB revela que as taxas de crescimento econômico são condicionadas pelo uso de energia e vice-versa, implicando que os efeitos escala e composição técnica interagem, simultaneamente, para determinar os níveis de

emissões nos países do BRICS. Choques de produção aumentam a demanda de energia e as emissões de CO₂, já que há causalidade bidirecional de energia para emissões. Isso requer, por um lado, eficiência energética para diminuir o desperdício e a pressão sobre as emissões de carbono e, por outro, estabilidade na infraestrutura energética, para equilibrar a oferta e a demanda por energia, evitando restrições ao crescimento no longo prazo.

No contexto em que a direção da causalidade sofre influência da globalização e da liberalização comercial, Cole (2004) suspeita que esteja ocorrendo uma especialização global de acordo com a abundância de fatores produtivos. Assim, os países desenvolvidos estariam incrementando sua especialização em indústrias intensivas em capital, enquanto os emergentes estariam especializando-se em setores intensivos em trabalho (COLE; ELLIOTT, 2003; ANTWEILER; COPELAND; TAYLOR, 2001; MARQUETTI; PICHARDO, 2013).

Estudos recentes de causalidade de Granger aplicados individualmente para países como China, Índia e Estados Unidos corroboram evidências de causalidade do crescimento econômico para as emissões de CO₂. A direção da causalidade é impulsionada pelo uso de energia, PIB e emissões, por vezes vice-versa para as hipóteses de causalidade bidirecional. Xionglin (2016) realizou testes de cointegração, causalidade linear e não linear de Granger entre dióxido de carbono e PIB para a China no período de 1961 a 2010. O autor demonstrou forte causalidade unidirecional do PIB para as emissões.

A causalidade não linear complementa os testes de causalidade de Granger em séries temporais e em painel. Características heterogêneas, como inovações, regulações ambientais, expansão econômica, recomposição setorial, oscilações nos preços dos insumos, dentre outros eventos, influenciam na direção da causalidade. Essa literatura é respaldada por autores como Baek e Brock (1992), Chen e Lin (2004) e Bekiros e Diks (2008), os quais propõem métodos não paramétricos para estimar relações de causalidade não lineares.

Para o caso da China, Xionglin (2016) mostrou que, a longo prazo, as variáveis PIB e emissões de CO₂ são cointegradas. A direção da causalidade em ambos os testes linear e não linear move-se do crescimento econômico para as emissões, compatível com a hipótese de causalidade unidirecional do PIB para o nível de emissões. O efeito escala demanda o uso de energia fóssil, o que eleva, conseqüentemente, as emissões de CO₂. A qualidade ambiental poderia melhorar, à medida que o desenvolvimento avança, já que não há relação causal de emissões para o PIB; a direção da causalidade, no entanto, indica dificuldades para reduzir as emissões, dado o efeito escala. O autor considera que as políticas ambientais são importantes para diminuir as emissões e tornar o crescimento econômico sustentável no longo prazo.

Para os Estados Unidos, Dogan e Turkekul (2016) sugerem o controle das emissões através de comércio externo, urbanização, desenvolvimento financeiro e políticas energéticas eficientes, inclusive com tributação para as emissões de CO₂. Os autores estimaram a curva de Kuznets ambiental, realizaram testes de cointegração e causalidade de Granger em séries de tempo, no período de 1960 a 2010. As variáveis são emissões de CO₂, consumo de energia (CE), PIB, abertura comercial (TR), urbanização (URB) e desenvolvimento financeiro (FD). O estudo adicionou variáveis que provocam a degradação ambiental para corrigir um problema conhecido na literatura como viés de omissão.

A abertura comercial captura os efeitos dos três canais que explicam o fluxo de emissões: escala, técnica e composição setorial. Expansão comercial impacta a produção, o consumo de energia e as emissões, mas permite que os países aproveitem suas vantagens comparativas. As emissões dependem da intensidade energética e da especialização da produção, podendo trazer benefícios ambientais mediante inovação, transferência tecnológica e eficiência, visão compartilhada em vários trabalhos recentes — Ang e Liu (2006), Halicioglu (2009), Jalil e Mahmud (2009), Nasir e Rehman (2011) e Jayanthakumaran e Liu (2012).

A inclusão da variável urbanização nos modelos econométricos também encontra respaldo na literatura. O crescimento da população pressiona a demanda por serviços urbanos, produção industrial e consumo de energia, gerando efeito escala e aumento das emissões (MARTÍNEZ-ZARZOSO; MARUOTTI, 2011). Por sua vez, sistemas financeiros eficientes reduzem custos de transação, facilitam as trocas internacionais e contribuem para alavancar os investimentos em formação de capital e bens de consumo, o que demanda maior uso de energia e emissões. O encadeamento dessas relações pode influenciar na direção da causalidade, devendo, portanto, o desenvolvimento financeiro ser levado em conta nos modelos de estimação. Autores como Tamazian e Rao (2010), Zhang e Cheng (2009), Aslan *et al.* (2013) e Farhani e Ozturk (2015) respaldam essa literatura.

No estudo realizado para os Estados Unidos, Dogan e Turkekul (2016) ressaltam a latente degradação ambiental do consumo de energia e da urbanização. O desenvolvimento financeiro não afeta o meio ambiente, e o comércio tem efeito positivo, mas ambos não corroboram a hipótese da CKA, já que o PIB eleva as emissões de CO₂. Os resultados indicam causalidade unidirecional entre PIB, uso de energia e desenvolvimento financeiro e de urbanização ao sistema financeiro; causalidade bidirecional das emissões para PIB, energia e urbanização, do PIB para urbanização e abertura comercial; e neutralidade entre emissões, abertura comercial e sistema financeiro. Os autores concluem que a principal causa das emissões é a energia.

Recomendações de políticas ambientais procedentes das abordagens de causalidade de Granger têm, em comum, a direção da causalidade do consumo de energia para as emissões e o crescimento econômico. Na Índia, esse padrão de causalidade requer investimentos em fontes renováveis, evitando o desperdício e o consumo de energia fóssil. Tiwari (2011), em um estudo de causalidade de Granger, de 1971 a 2007, encontrou relações de causalidade entre consumo de energia, dióxido de carbono, PIB, capital, trabalho e população. A investigação procedeu-se por um modelo VAR, função de impulso-resposta e decomposição da variância.

A análise estática assegura que o consumo de energia, o capital e a população causam o crescimento do PIB. A análise dinâmica confirma que choques em emissões fazem crescer o consumo de energia e o capital e afetam, negativamente, a população e o PIB. A degradação ambiental abrange a qualidade do ar e sonora, gerando consequências negativas para saúde, padrão de vida e nível de satisfação da população. Perda de qualidade ambiental diminui a saúde, a produtividade do trabalho e o crescimento econômico. Muitos trabalhos na literatura sustentam essa conexão — Van Praag e Baarsma (2005), Welsch (2006), Ferrer-I-Carbonell e Gowdy (2007) e Maddison e Rehdanz (2011).

O consumo de energia impacta, positivamente, o PIB e as emissões, o que é compatível com o padrão de causalidade unidirecional de energia para as emissões e o PIB. Entretanto, o efeito sobre o capital e a população é inverso. A explicação está associada à possível alteração na composição técnica e na substituição dos fatores de produção capital e trabalho, ou seja, mais capital intensivo em tecnologia e maior uso de energia. Incrementos no PIB impulsionam consumo de energia, emissões e capital, menos a população. Esse resultado, particularmente, contraria a expectativa de que o aumento da renda incentiva o tamanho da população. Choques em capital expandem todas as variáveis, menos a populacional. Isso ocorre porque, na primeira fase, capital e trabalho são complementares e, depois, substitutos. A causalidade das emissões à energia confirma-se, no entanto: o estudo conclui que decresce o PIB e a população.

A literatura sobre crescimento e meio ambiente que estuda causalidade de Granger mostra a direção da causalidade movendo-se da energia às emissões e ao PIB, impulsionada pelos efeitos técnica e escala. Em geral, os estudos supõem unidades *cross-section* homogêneas, estimando coeficientes comuns e parâmetros de efeitos fixos supostos constantes, combinando técnicas de cointegração, modelos de correção de erro e métodos de causalidade de Granger em painel dinâmico. Esta pesquisa utiliza uma estratégia considerada inovadora, desenvolvida por Dumitrescu e Hurlin (2012), ainda que recente na literatura permite estimar as hipóteses de causalidades homogênea e heterogênea.

2.4 DADOS E MÉTODOS

Nesta seção, analisem-se a correlação, a estacionariedade, a cointegração e a causalidade de Granger em painel para uma amostra de 56 países e cinco subgrupos, com dados anualizados de 1980 a 2014, conforme o critério de classificação das Nações Unidas (UNITED NATIONS, 2017). O primeiro subgrupo denomina-se EPPT_r (Exceto Países Produtores de Petróleo), pois retira-se da amostra (Estados Unidos, Canadá, China, Irã, Reino Unido, Brasil, México, Venezuela e Noruega).⁴ Os segundo, terceiro e quarto subgrupos abrangem países em desenvolvimento da América, Ásia e África, e o quinto economias desenvolvidas, todos visualizados no Quadro 2.

As variáveis testadas são emissões de CO₂ em quilos de carbono por trabalhador (*b*), uso de energia em quilogramas de óleo equivalente (*e*), produtividade do trabalho (*x*) e a relação capital-trabalho (*k*) a preços constantes de 2011. O estoque de capital que incorpora a razão capital-trabalho usa o método do inventário perpétuo, que engloba ativos residenciais e não residenciais, máquinas, equipamentos, comunicação, transporte, *software* e propriedade intelectual. Cada ativo possui uma taxa de depreciação específica.⁵

Quadro 2 – Países selecionados para a amostra completa e por subgrupos

A: Amostra completa	Argentina, Austrália, Áustria, Benim, Brasil, Botswana, Canadá, Suíça, Chile, China, Congo, Colômbia, Costa Rica, Chipre, Dinamarca, República Dominicana, Equador, Espanha, Etiópia, Finlândia, França, Gabão, Reino Unido, Grécia, Haiti, Irlanda, Irã, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Japão, República da Coreia, Luxemburgo, México, Maurício, Malásia, Noruega, Nepal, Nova Zelândia, Panamá, Peru, Portugal, Paraguai, Romênia, Senegal, Suécia, Togo, Tailândia, Trinidad e Tobago, Turquia, Uruguai, Estados Unidos da América, Venezuela, África do Sul e Zimbábue.
Subgrupos	Países selecionados
B: Exceto produtores mundiais de petróleo	Argentina, Austrália, Áustria, Benim, Botswana, Suíça, Chile, Congo, Colômbia, Costa Rica, Chipre, Dinamarca, República Dominicana, Equador, Espanha, Etiópia, Finlândia, França, Gabão, Grécia, Haiti, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Japão, República da Coreia, Luxemburgo, Maurício, Malásia, Nepal, Nova Zelândia, Panamá, Peru, Portugal, Paraguai, Romênia, Senegal, Suécia, Togo, Tailândia, Trinidad e Tobago, Turquia, Uruguai, África do Sul e Zimbábue.
C: América	Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Equador, Paraguai, Peru, Uruguai, Venezuela, República Dominicana, Haiti, Jamaica, Trinidad e Tobago, Costa Rica, México e Panamá.

⁴ Consultar: Energy International Agency (EIA).

⁵ Consultar: User Guide to PWT 9.0 data files.

continuação

D: Ásia	China, Japão, República da Coreia, Irã, Nepal, Malásia, Tailândia, Israel e Turquia.
E: África	Etiópia, Maurício, Zimbábue, Congo, Gabão, Botswana, África do Sul, Benim, Senegal e Togo.
F: Economias desenvolvidas	Austrália, Áustria, Canadá, Suíça, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Reino Unido, Grécia, Irlanda, Islândia, Itália, Israel, Japão, Luxemburgo, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia e Estados Unidos da América.

Fonte: United Nations (2017).

2.4.1 Estatística descritiva

No âmbito da estatística descritiva, exploram-se a média e o desvio-padrão das quatro variáveis para a amostra completa e os subgrupos, examinando eventuais diferenças percentuais com as economias desenvolvidas. A Tabela 1 indica as médias e os desvios-padrão de nível de emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho. A média nas economias desenvolvidas foi 5.706 quilos de CO₂ e 9.681 quilogramas de óleo equivalente de energia — 54,78% e 65,60% — em relação à amostra completa. A produtividade do trabalho (66,45%) e a razão capital-trabalho ficaram (73,14%) acima.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho para a amostra completa e subgrupos de países – 1980-2014

DISCRIMINAÇÃO	EMISSIONES		ENERGIA	PRODUTIVI-	RELAÇÃO
	POR		POR	DADE DO	CAPITAL-
	TRABALHADOR		TRABALHADOR	TRABALHO	TRABALHO
	<i>b</i> (1)	<i>e</i> (2)	<i>x</i> (3)	<i>k</i> (4)	
A: Amostra completa	Média	3.686	5.846	43.275	163.725
	Desvio-padrão	3.232	5.013	29.391	125.039
B: EPPT _r	Média	3.398	5.421	40.382	158.196
	Desvio-padrão	3.172	4.886	26.978	127.860
C: América	Média	2.516	3.763	27.655	102.524
	Desvio-padrão	3.404	4.693	12.218	84.751
D: Ásia	Média	3.295	4.474	34.209	100.198
	Desvio-padrão	2.046	2.686	21.265	71.626

		continuação			
E: África	Média	1.751	2.719	18.873	59.549
	Desvio-padrão	2.591	2.837	20.057	63.733
F: Economias desenvolvidas	Média	5.706	9.681	72.032	283.480
	Desvio-padrão	2.637	4.451	21.481	81.803

Fonte: EPWT 6.0

Nota: Elaboração a partir de saídas do EVIEWS 9.

Legenda: (1) b é igual a emissões de CO₂ (em quilogramas de carbono por trabalhador empregado). (2) e é igual a uso de energia (em quilogramas de óleo equivalente por trabalhador empregado). (3) x é igual a produtividade do trabalho a preços nacionais constantes de 2011. (4) k é igual a razão capital-trabalho a preços nacionais constantes de 2011.

Sem os principais produtores de petróleo, as médias do nível de emissões foram 3.398 quilos de CO₂ por trabalhador e 5.421 quilogramas de óleo equivalente — 40,44% e 44,00% — no uso de energia, menor que no subgrupo de economias desenvolvidas. O mesmo ocorreu com as médias da produtividade do trabalho e a razão capital-trabalho, que ficaram abaixo — 43,93% e 44,19%. Comparativamente aos subgrupos América, Ásia e África, as médias acentuam-se consideravelmente. Esses resultados são esperados, pois se trata de economias heterogêneas, se comparadas às economias industrializadas e desenvolvidas.

Os dados da Tabela 2 mostram que as variáveis uso de energia por trabalhador, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho estão fortemente correlacionadas com emissões de CO₂. Isso se verifica para a amostra completa, primeiro, segundo, terceiro e quarto subgrupos. Os coeficientes variam de 0,6 a 0,9, exceto para as economias desenvolvidas.

Tabela 2 – Coeficiente de correlação das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho – 1980-2014

DISCRIMINAÇÃO	EMISSIONES	ENERGIA	PRODUTIVIDADE DO TRABALHO
	POR TRABALHADOR	POR TRABALHADOR	
A: Amostra completa			
Energia por trabalhador	0,838		
Produtividade do trabalho	0,627	0,671	
Relação capital/trabalho	0,692	0,699	0,881
B: Exceto produtores de petróleo			
Energia por trabalhador	0,807		
Produtividade do trabalho	0,628	0,648	
Relação capital/trabalho	0,704	0,696	0,899

continuação

C: América

Energia por trabalhador	0,977		
Produtividade do trabalho	0,700	0,679	
Relação capital/trabalho	0,874	0,802	0,707

D: Ásia

Energia por trabalhador	0,968		
Produtividade do trabalho	0,902	0,903	
Relação capital/trabalho	0,864	0,881	0,935

E: África

Energia por trabalhador	0,892		
Produtividade do trabalho	0,690	0,734	
Relação capital/trabalho	0,707	0,715	0,978

F: Economias desenvolvidas

Energia por trabalhador	0,537		
Produtividade do trabalho	0,111	0,164	
Relação capital-trabalho	0,110	0,127	0,623

Fonte: EPWT 6.0

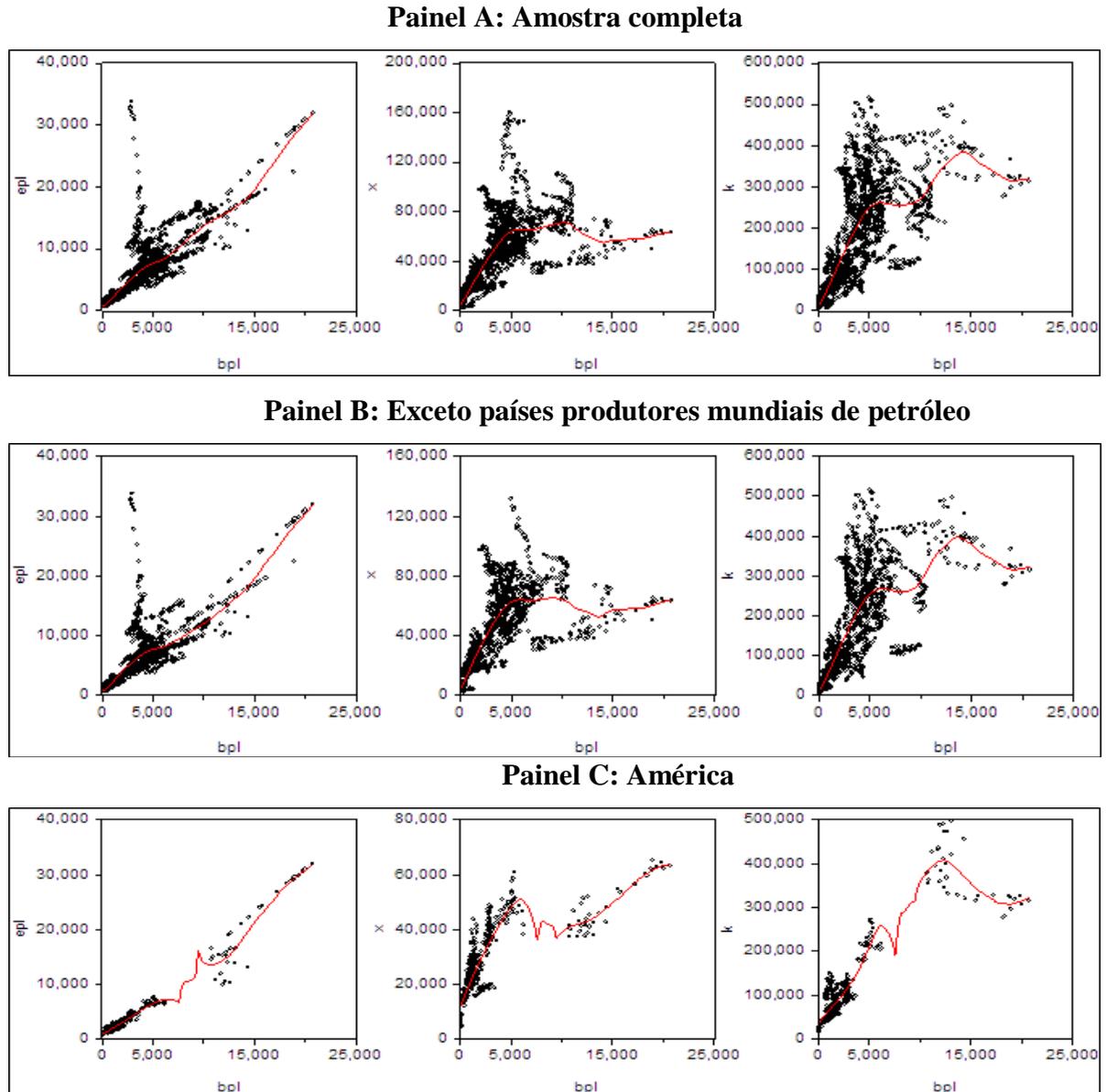
Nota: Elaboração a partir de saídas do EVIEWS 9.

A Tabela 2 mostra que nestes países, há forte correlação entre as variáveis uso de energia e emissões (0,53), produtividade do trabalho e relação capital-trabalho (0,62), porém fraca correlação das emissões com a produtividade e com a relação capital-trabalho (0,11) e, também com o consumo de energia, em que os coeficientes são (0,16) e (0,12) respectivamente.

As Figuras 1 e 2 ilustram o diagrama de dispersão das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para a amostra completa e os cinco subgrupos. O Painel F da Figura 2 identifica a existência de forte correlação positiva, salvo para o subgrupo de economias desenvolvidas.

Nas economias desenvolvidas, o grau de dispersão é maior. Emissões de CO₂, uso de energia, produtividade e a relação capital-trabalho correlacionam-se fracamente; a correlação persiste, porém, se apresenta menos intensa. A matriz energética desses países em transição para energia limpa pode, eventualmente, estar associada à fraca correlação dos insumos de produção com o nível de emissões.

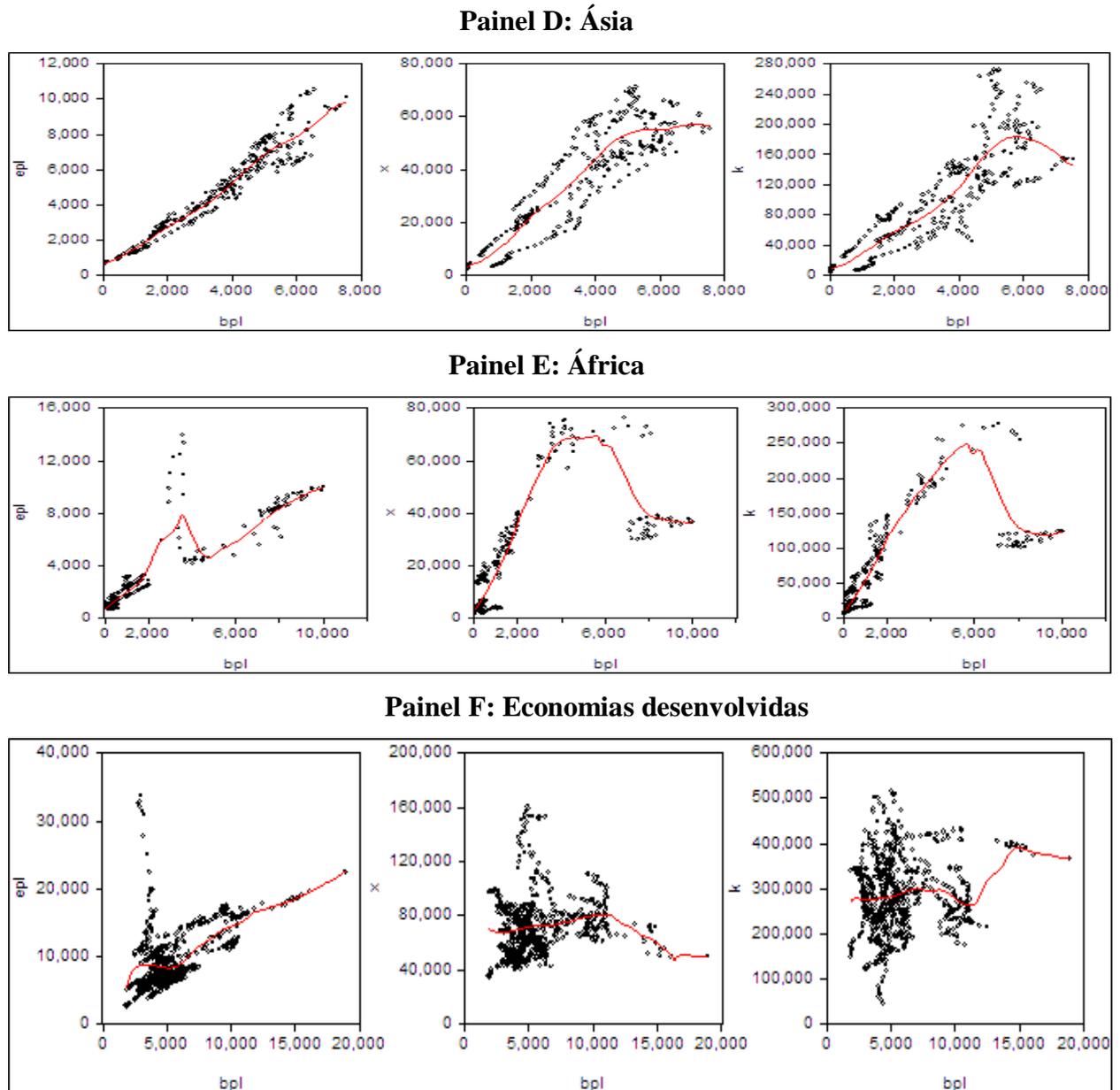
Figura 1 – Diagrama de dispersão das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para a amostra completa e os subgrupos sem os produtores de petróleo e América – 1980-2014



Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir do EVIEWS 9.

Figura 2 – Diagrama de dispersão das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para os subgrupos Ásia, África e economias desenvolvidas – 1980-2014



Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir do EVIEWS 9.0.

2.4.2 Estacionariedade em painel

Os testes de raiz unitária em painel utilizados no âmbito da literatura são de dois tipos: de um lado, o primeiro tipo de teste supõe a existência de processos comuns de raiz unitária. Os parâmetros são persistentes e de mesma estrutura autorregressiva AR (1), como em Levin, Lin e Chu (2002) e Breitung (2000), características são semelhantes ao teste de Dickey-Fuller

Aumentado (ADF). A hipótese nula (H_0) é a de não estacionariedade para cada série do painel, contra a hipótese alternativa (H_1) de estacionariedade. O segundo tipo de teste assume o pressuposto de que o processo de raiz unitária é constituído individualmente, com os parâmetros variando aleatoriamente por indivíduos ou por grupo, conforme Im, Pesaran e Shin (2003).

O procedimento de teste dá-se com base nas estatísticas individuais, que é uma média das *t-estatísticas* de Dickey Fuller de cada unidade do painel. A hipótese nula (H_0) é a de que as séries não são estacionárias, e a hipótese alternativa (H_1) é a de estacionariedade. Para estimar os coeficientes autorregressivos, adotou-se como estratégia executar dois testes para cada variável em nível e com uma defasagem, ambos incluindo opções de intercepto e tendência linear. Essa técnica permite identificar a ordem de integração das variáveis e capturar fatores exógenos que afetam a estacionariedade.⁶

As estatísticas estimadas levaram em conta a formação de processos de raiz unitária comum, como em Levin, Lin e Chu (2002) e Breitung e Pasaran (2005), e de raiz unitária individual ajustado ao painel como um todo, conforme a abordagem desenvolvida por Im, Pesaran e Shin (2003). Em outro método desenvolvido por Maddala e Wu (1999), Hadri (2000) e Choi (2001), utilizam-se regressões ADF e Fisher Chi-square (PP) para testes individuais de raiz unitária. Quando o coeficiente (ρ) assumir valor menor que 1 (y_i), contém uma tendência fracamente estacionária, e, se (ρ) for igual a 1, existe raiz unitária, e a série é não estacionária.⁷

Os testes de raiz unitária comum assumem a especificação segundo a qual há um parâmetro persistente menor que 1, mas que pode variar de acordo com a ordem dos termos de defasagem. Os resultados dos testes expostos para a amostra completa asseguram que as séries são integradas de ordem I (1). As estatísticas Levin, Li e Chu (LLC) e Breitung t-stat representam os coeficientes de raiz unitária comum e sugerem que existe um processo comum de raiz unitária, enquanto as estatísticas *IPS*, *ADF* e *PP* são os coeficientes de raiz unitária individual para cada seção transversal do painel, ambos disponíveis na Tabela 3.

Para a amostra completa, o teste em nível não demonstra estacionariedade tanto para processos de raiz unitária comum visto pelas estatísticas (Levin, Li e Chu e Breitung t-stat) como para raiz unitária individual (IPS, ADF e PP). Os coeficientes da Tabela 3a (em nível) não apresentam significância estatística. Nota-se que as primeiras diferenças das séries as tornam estacionárias, e os coeficientes, significativos a 1%. Logo, rejeita-se a hipótese nula (H_0) de raiz unitária. As séries são estacionárias e integradas de ordem I (1).

⁶ Consultar: Apêndice A para especificação da estrutura de equações e as hipóteses dos testes.

⁷ Consultar: EViews 9 User's Guide II, p. 555-561.

Tabela 3 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e razão capital-trabalho para amostra completa e sem os países produtores de petróleo – 1980-2014

Teste 1 - variáveis em nível			Teste 2 - variáveis com uma defasagem		
a) Amostra completa					
LNb	Estatística	p-valor	ΔLNb	Estatística	p-valor
Levin, Li e Chu	2,015	0,978	Levin, Li e Chu	-16,089***	0,000
Breitung t-stat	4,414	1,000	Breitung t-stat	-10,189***	0,000
IPS	3,396	1,000	IPS	-23,135***	0,000
ADF	82,109	0,985	ADF	683,086***	0,000
PP	116,252	0,373	PP	286,125***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	3,598	1,000	Levin, Li e Chu	-11,489***	0,000
Breitung t-stat	5,225	1,000	Breitung t-stat	-9,575***	0,000
IPS	6,121	1,000	IPS	-18,949***	0,000
ADF	54,231	1,000	ADF	546,091***	0,000
PP	111,289	0,501	PP	2690,540***	0,000
LNx			ΔLNx		
Levin, Li e Chu	0,483	0,685	Levin, Li e Chu	-1,719***	0,000
Breitung t-stat	5,182	1,000	Breitung t-stat	-1,390***	0,000
IPS	4,009	1,000	IPS	-1,915***	0,000
ADF	90,346	0,934	ADF	564,575***	0,000
PP	10,110	0,761	PP	2089,360***	0,000
LNk			ΔLNk		
Levin, Li e Chu	1,680	0,954	Levin, Li e Chu	-11,804***	0,0000
Breitung t-stat	5,105	1,000	Breitung t-stat	-2,723***	0,0032
IPS	4,705	1,000	IPS	-11,993***	0,0000
ADF	95,270	0,872	ADF	364,718***	0,0000
PP	90,671	0,933	PP	722,230***	0,0000
b) exceto produtores mundiais de petróleo					
LNb	Estatística	p-valor	ΔLNb	Estatística	p-valor
Levin, Li e Chu	1,952	0,975	Levin, Li e Chu	-16,089***	0,000
Breitung t-stat	4,107	1,000	Breitung t-stat	-10,189***	0,000
IPS	3,271	1,000	IPS	-23,135***	0,000
ADF	69,464	0,973	ADF	683,086***	0,000
PP	93,068	0,508	PP	286,125***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	3,486	1,000	Levin, Li e Chu	-10,178***	0,000

continuação				
Breitung t-stat	4,679	1,000	Breitung t-stat	-9,459*** 0,000
IPS	5,997	1,000	IPS	-17,211*** 0,000
ADF	44,866	1,000	ADF	453,825*** 0,000
PP	80,521	0,838	PP	2199,830*** 0,000
LNx			ΔLNx	
Levin, Li e Chu	0,770	0,779	Levin, Li e Chu	-15,935*** 0,000
Breitung t-stat	5,410	1,000	Breitung t-stat	-12,873*** 0,000
IPS	4,137	1,000	IPS	-17,978*** 0,000
ADF	73,931	0,937	ADF	488,651*** 0,000
PP	88,134	0,651	PP	1995,510*** 0,000
LNk			ΔLNk	
Levin, Li e Chu	2,215	0,987	Levin, Li e Chu	-10,471 0,000
Breitung t-stat	5,468	1,000	Breitung t-stat	-1,938 0,026
IPS	5,251	1,000	IPS	-10,843 0,000
ADF	71,243	0,961	ADF	304,644 0,000
PP	81,678	0,814	PP	665,888 0,000

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EViews 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

Para o subgrupo sem os principais produtores mundiais de petróleo (Tabela 3b), as estatísticas indicam que a retirada desses países da amostra não altera a estacionariedade. No contexto da pesquisa, busca-se identificar se a exclusão desses países eventualmente afeta a estacionariedade e a ordem de integração das séries. Os resultados são idênticos aos da amostra completa. Em nível nenhuma estatística rejeita a hipótese nula (H_0). Não obstante, executando o teste com uma defasagem, os resultados enunciam que a retirada dos principais produtores de petróleo não afeta a estacionariedade nem a ordem de integração das variáveis. O p-valor em primeira diferença atesta estacionariedade a 1% de significância, salvo a estatística Breitung t-stat significativa a 5% para a variável relação capital-trabalho.

Tabela 4 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para os subgrupos América e Ásia – 1980-2014

Teste 1: variáveis em nível			Teste 2: variáveis com uma defasagem		
a) América					
LNb	Estatística	p-valor	ΔLNb	Estatística	p-valor
Levin, Li e Chu	-0,802	0,211	Levin, Li e Chu	-9,392***	0,000
Breitung t-stat	-1,298	0,097	Breitung t-stat	-8,584***	0,000
IPS	-0,481	0,315	IPS	-12,157***	0,000
ADF	33,478	0,374	ADF	197,583***	0,000
PP	44,574	0,069	PP	705,109***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	0,853	0,803	Levin, Li e Chu	-4,359***	0,000
Breitung t-stat	2,144	0,984	Breitung t-stat	-5,490***	0,000
IPS	1,199	0,885	IPS	-8,321***	0,000
ADF	22,393	0,897	ADF	126,501***	0,000
PP	48,765	0,029	PP	410,483***	0,000
LNx			ΔLNx		
Levin, Li e Chu	-3,456	0,000	Levin, Li e Chu	-9,286***	0,000
Breitung t-stat	2,471	0,993	Breitung t-stat	-7,654***	0,000
IPS	-1,397	0,081	IPS	-10,214***	0,000
ADF	52,839	0,012	ADF	164,510***	0,000
PP	45,775	0,054	PP	483,294***	0,000
LNk			ΔLNk		
Levin, Li e Chu	0,096	0,538	Levin, Li e Chu	-5,974***	0,0000
Breitung t-stat	2,549	0,995	Breitung t-stat	-3,564***	0,0032
IPS	1,068	0,857	IPS	-5,493***	0,0000
ADF	31,243	0,505	ADF	89,001***	0,0000
PP	25,750	0,775	PP	154,650***	0,0000
b) Ásia					
LNb			ΔLNb		
Levin, Li e Chu	0,846	0,801	Levin, Li e Chu	-5,976***	0,000
Breitung t-stat	1,698	0,955	Breitung t-stat	-2,344	0,010
IPS	2,171	0,985	IPS	-8,058***	0,000
ADF	9,955	0,933	ADF	93,302***	0,000
PP	12,072	0,844	PP	22,453***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	2,045	0,980	Levin, Li e Chu	-6,291***	0,000
Breitung t-stat	2,223	0,987	Breitung t-stat	-2,772***	0,003

continuação					
IPS	3,772	1,000	IPS	-8,575***	0,000
ADF	4,248	1,000	ADF	100,181***	0,000
PP	10,999	0,894	PP	473,206***	0,000
LNx			ΔLNx		
Levin, Li e Chu	0,344	0,635	Levin, Li e Chu	-7,120***	0,000
Breitung t-stat	1,486	0,931	Breitung t-stat	-6,999***	0,000
IPS	1,888	0,971	IPS	-8,846***	0,000
ADF	12,371	0,828	ADF	10,849***	0,000
PP	22,875	0,195	PP	66,335***	0,000
LNk			ΔLNk		
Levin, Li e Chu	0,379	0,648	Levin, Li e Chu	-1,940***	0,026
Breitung t-stat	2,057	0,980	Breitung t-stat	-2,215***	0,013
IPS	4,567	1,000	IPS	-3,621***	0,000
ADF	2,930	1,000	ADF	45,392***	0,000
PP	1,676	1,000	PP	101,800***	0,000

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EViews 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

A Tabela 4 expõe os resultados do teste de raiz unitária estendido aos subgrupos América e Ásia. O teste em nível para o subgrupo América salienta estacionariedade da série emissões de CO₂ por trabalhador. As estatísticas Breitung t-stat e PP – Fisher Chi-square para processos de raiz unitária comum e individual apontam significância estatística a 10%, assim como a estatística PP – Fisher Chi-square expressa significância a 5% para uso de energia; já as estatísticas Levin, Li e Chu e IPS, ADF e PP são significativas a 1% e 5% para a variável produtividade do trabalho. Apesar disso, não se pode assumir que as séries são I(0), pois, ao aplicar o teste com uma diferença, as séries tornaram-se estacionárias ao nível de significância estatística de 1% para todas as estatísticas mencionadas, denotando que as séries são I(1). As estimativas de raiz unitária mantiveram-se estáveis também para o subgrupo Ásia.

A Tabela 5 plota as estimativas para os subgrupos África e economias desenvolvidas. As estatísticas Levin, Lin e Chu e PP – Fisher Chi-square do subgrupo África obtiveram significâncias a 1% e 10% para série emissões de CO₂ testada em nível. No entanto, com uma diferença, os coeficientes para processos comum e individual de raiz unitária obtêm significância a 1% para todas as estatísticas da série emissões e as demais variáveis, indicando que as séries são I(1).

Tabela 5 – Teste de raiz unitária do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para os subgrupos África e economias desenvolvidas – 1980-2014

Variáveis em nível			Variáveis com uma defasagem		
a) África					
LNb	Estatística	p-valor	ΔLNb	Estatística	p-valor
Levin, Li e Chu	-0,2112	0,0168	Levin, Li e Chu	-6,210***	0,000
Breitung t-stat	-1,968	0,1364	Breitung t-stat	-5,590***	0,000
IPS	-1,5677	0,0585	IPS	-1,098***	0,000
ADF	28,1927	0,1049	ADF	135,928***	0,000
PP	29,4185	0,0799	PP	812,551***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	2,045	0,9796	Levin, Li e Chu	-6,291***	0,000
Breitung t-stat	2,223	0,9869	Breitung t-stat	-2,772***	0,003
IPS	3,772	0,9999	IPS	-8,575***	0,000
ADF	4,248	0,9996	ADF	100,181***	0,000
PP	10,999	0,8944	PP	473,206***	0,000
LNx			ΔLNx		
Levin, Li e Chu	0,344	0,635	Levin, Li e Chu	-7,120***	0,000
Breitung t-stat	1,486	0,931	Breitung t-stat	-6,999***	0,000
IPS	1,888	0,971	IPS	-8,846***	0,000
ADF	12,371	0,828	ADF	108,485***	0,000
PP	22,875	0,195	PP	663,351***	0,000
LNk			ΔLNk		
Levin, Li e Chu	0,379	0,648	Levin, Li e Chu	-1,940***	0,026
Breitung t-stat	2,057	0,980	Breitung t-stat	-2,215***	0,013
IPS	4,567	1,000	IPS	-3,621***	0,000
ADF	2,930	1,000	ADF	45,392***	0,000
PP	1,676	1,000	PP	101,800***	0,000
b) economias desenvolvidas					
LNb			ΔLNb		
Levin, Li e Chu	3,290	1,000	Levin, Li e Chu	-9,721***	0,000
Breitung t-stat	6,215	1,000	Breitung t-stat	-4,236***	0,000
IPS	5,083	1,000	IPS	-1,439***	0,000
ADF	17,471	1,000	ADF	257,618***	0,000
PP	30,972	0,895	PP	1163,240***	0,000
LNe			ΔLNe		
Levin, Li e Chu	3,254	0,999	Levin, Li e Chu	-7,784***	0,000
Breitung t-stat	4,872	1,000	Breitung t-stat	-4,967***	0,000

continuação					
IPS	6,394	1,000	IPS	-1,272***	0,000
ADF	11,254	1,000	ADF	223,708***	0,000
PP	17,564	1,000	PP	1442,830***	0,000
LNx			ΔLNx		
Levin, Li e Chu	2,203	0,986	Levin, Li e Chu	-10,855***	0,000
Breitung t-stat	4,011	1,000	Breitung t-stat	-9,411***	0,000
IPS	5,193	1,000	IPS	-11,210***	0,000
ADF	12,704	1,000	ADF	195,484***	0,000
PP	11,941	1,000	PP	285,071***	0,000
LNk			ΔLNk		
Levin, Li e Chu	0,012	0,505	Levin, Li e Chu	-8,690***	0,000
Breitung t-stat	3,951	1,000	Breitung t-stat	-5,384***	0,000
IPS	0,942	0,827	IPS	-7,725***	0,000
ADF	47,982	0,243	ADF	135,796***	0,000
PP	20,791	0,998	PP	111,032***	0,000

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EVIEWS 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

2.4.3 Cointegração em painel

Processos de cointegração ocorrem quando duas ou mais variáveis individualmente integradas de ordem I (1) produzem uma combinação linear integrada de ordem zero I (0); se os resíduos são estacionários, isso significa existência de cointegração e, portanto, estabilidade a longo prazo no comportamento das variáveis. Na prática, implica que eventuais choques de curto prazo não se perpetuam, pressuposto determinante para análise de causalidade de Granger. Os testes de cointegração verificam a estacionariedade dos resíduos de regressões I (1); essa condição torna as variáveis cointegradas.

O teste de Pedroni (1999; 2004) para dados em painel baseados nessa abordagem considera os parâmetros (α_i) heterogêneo e (β_i) homogêneo e tendência igual a zero. No modelo de Kao (1999), os parâmetros são supostos homogêneos e incluem interceptos. De maneira alternativa, Maddala e Wu (1999) aplicam testes por seção transversal a partir da abordagem de Fisher (1932) e Johansen (1995). De acordo com Pedroni (1999; 2004), se os resíduos e_{it} de regressões I (1) são estacionários, rejeita-se a hipótese nula (H_0) de não cointegração. A hipótese nula é testada contra duas hipóteses alternativas, a de cointegração homogênea (*within-dimension*) e a de cointegração heterogênea (*between-dimension*) (PEDRONI, 1999; 2004).

A Tabela 6 explana as estimativas do teste Pedroni. Os resultados para a amostra completa não rejeitam a hipótese alternativa de coeficientes autorregressivos comum e individual. Observa-se que apenas as estatísticas Panel v-Statistic e Group rho-Statistic não alcançam significância ao nível de 1%. Os demais coeficientes comum e individual assinalam cointegração ao nível de significância de 1% (Tabela 6a). Para o subgrupo sem os principais produtores de petróleo, rejeita-se a hipótese nula de não cointegração homogênea e heterogênea (Tabela 6b). Nos países da América, os resultados são idênticos: exibem três estatísticas de cointegração homogênea e duas para a hipótese de cointegração heterogênea significativas a 1% (Tabela 6c). Nos países da Ásia (Tabela 6d), os testes apresentam duas estatísticas de cointegração homogênea e duas heterogêneas significativas a 1%, confirmando também a condição de que as variáveis são cointegradas.

Tabela 6 – Teste Pedroni de cointegração do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para amostra completa e subgrupos – 1980-2014

a) amostra completa				
	Estatística	p-valor	Estatística ponderada	p-valor
Hipótese alternativa para o coeficiente autorregressivo comum (dentro da dimensão)				
Panel v-Statistic	-1,108	0,866	-1,274	0,899
Panel rho-Statistic	-3,592***	0,000	-2,923***	0,002
Panel PP-Statistic	-9,888***	0,000	-10,044***	0,000
Panel ADF-Statistic	-8,828***	0,000	-10,141***	0,000
Hipótese alternativa para o coeficiente autorregressivo individual (entre dimensão)				
Group rho-Statistic	-0,209	0,417		
Group PP-Statistic	-1,028***	0,000		
Group ADF-Statistic	-9,678***	0,000		
b) exceto produtores mundiais de petróleo				
Panel v-Statistic	-1,023	0,847	-1,326	0,908
Panel rho-Statistic	-3,239***	0,001	-2,566***	0,005
Panel PP-Statistic	-9,043***	0,000	-9,230***	0,000
Panel ADF-Statistic	-8,002***	0,000	-9,253**	0,000
Group rho-Statistic	-0,210	0,417		
Group PP-Statistic	-9,641	0,000		
Group ADF-Statistic	-8,946	0,000		
c) América				
Panel v-Statistic	0,224	0,411	-0,856	0,804

				continuação
Panel rho-Statistic	-2,324***	0,010	-2,160***	0,015
Panel PP-Statistic	-6,732***	0,000	-6,571***	0,000
Panel ADF-Statistic	-4,589***	0,000	-5,987***	0,000
Group rho-Statistic	-0,543	0,294		
Group PP-Statistic	-7,716***	0,000		
Group ADF-Statistic	-6,075***	0,000		
d) Ásia				
Panel v-Statistic	-2,299	0,989	-0,787	0,784
Panel rho-Statistic	-0,229	0,409	-0,540	0,295
Panel PP-Statistic	-1,763**	0,039	-2,781***	0,003
Panel ADF-Statistic	-1,601**	0,055	-3,241***	0,001
Group rho-Statistic	0,480	0,684		
Group PP-Statistic	-2,580	0,005		
Group ADF-Statistic	-3,585	0,000		
e) África				
Panel v-Statistic	-0,504	0,693	-1,482	0,931
Panel rho-Statistic	-1,766**	0,039	-2,305***	0,011
Panel PP-Statistic	-4,217***	0,000	-5,358***	0,000
Panel ADF-Statistic	-4,410***	0,000	-5,622***	0,000
Group rho-Statistic	-1,045	0,148		
Group PP-Statistic	-4,915***	0,000		
Group ADF-Statistic	-5,074***	0,000		
f) economias desenvolvidas				
Panel v-Statistic	1,258	0,104	0,883	0,189
Panel rho-Statistic	-1,566*	0,059	-0,673	0,250
Panel PP-Statistic	-5,105***	0,000	-4,089***	0,000
Panel ADF-Statistic	-5,301***	0,000	-3,893***	0,000
Group rho-Statistic	0,572	0,716		
Group PP-Statistic	-4,037	0,000		
Group ADF-Statistic	-4,084	0,000		

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EViews 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

Nos países da África (Tabela 6e), verificam-se três estatísticas significativas a 1% para a hipótese de coeficientes autorregressivos comum e individual, revelando, igualmente, a presença de cointegração. No subgrupo de economias desenvolvidas (Tabela 6f), as mesmas estatísticas permanecem estáveis significativas a 1%, evidência robusta de que as séries são

cointegradas. Portanto, conforme o teste Pedroni de cointegração, as variáveis são cointegradas tanto para a amostra completa como para os subgrupos.

Tabela 7 – Teste Kao de cointegração do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para a amostra completa e subgrupos – 1980-2014

a) amostra completa				
	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	p-valor
ADF			0,489	0,312
RESID(-1)	-0,103	0,013	-8,185567***	0,000
D(RESID(-1))	-0,159	0,023	-6,82083***	0,000
D(RESID(-2))	-0,100	0,023	-4,406284***	0,000
b) exceto produtores mundiais de petróleo				
ADF			0,751	0,226
RESID(-1)	-0,100	0,014	-7,3172***	0,000
D(RESID(-1))	-0,157	0,025	-6,162824***	0,000
D(RESID(-2))	-0,101	0,025	-4,053553***	0,000
c) América				
ADF			-4,607743***	0,000
RESID(-1)	-0,393	0,043	-9,038345***	0,000
D(RESID(-1))	-0,092	0,048	-1,923479**	0,055
D(RESID(-2))	-0,026	0,043	-0,604	0,546
d) Ásia				
ADF			-1,550352*	0,061
RESID(-1)	-0,095	0,025	-3,861551***	0,000
D(RESID(-1))	0,011	0,058	0,186	0,853
D(RESID(-2))	-0,031	0,058	-0,529	0,597
e) África				
ADF			0,197	0,422
RESID(-1)	-0,142	0,037	-3,836983***	0,000
D(RESID(-1))	-0,152	0,056	-2,718545***	0,007
D(RESID(-2))	-0,119	0,054	-2,195**	0,029
f) economias desenvolvidas				
ADF			-0,662	0,254
RESID(-1)	-0,087	0,019	-4,495275***	0,000
D(RESID(-1))	-0,020	0,039	-0,507	0,612
D(RESID(-2))	0,031	0,038	0,813	0,416

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EViews 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

A Tabela 7 exibe o teste de cointegração residual de Kao, executado com intercepto. O p-valor dos coeficientes de cointegração obtidos pelo método de defasagem dos resíduos são todos significativos a 1%. Assim, o teste também valida a hipótese de cointegração para amostra completa e todos os subgrupos. O modelo é análogo ao de Pedroni, diferenciando-se, entretanto, quanto à suposição de parâmetros homogêneos e inclusão do termo de intercepto, além de prever convergência assintótica para a variância e covariância no longo prazo.

Confirmada a existência de cointegração, aplicou-se o teste de Fisher-Johansen, a fim de verificar o número de vetores de cointegração. A hipótese nula advoga que não existe vetor (r) de cointegração e, alternativamente, que há, pelo menos, um vetor. Na execução dos testes, incluíram-se as opções de intercepto e tendência para capturar os fatores endógenos e exógenos das unidades (i) dos painéis. As estatísticas do traço e do máximo valor são significativas a 1% para ($r = 0$), ($r \leq 1$) e ($r \leq 2$). As estatísticas da Tabela 8, ambas rejeitam a hipótese nula de para amostra completa e respectivos subgrupos.

Tabela 8 – Teste de cointegração de Fisher-Johansen do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho – 1980-2014

DISCRIMINAÇÃO	ESTATÍSTICA		ESTATÍSTICA	
	a) amostra completa			
Número de Vetores	Traço	p-valor	Máximo valor	p-valor
$r = 0$	812,6***	0,000	539,3***	0,000
$r \leq 1$	381,4***	0,000	260,5***	0,000
$r \leq 2$	198,0***	0,000	162,1***	0,001
$r \leq 3$	115,5	0,342	115,5	0,342
b) exceto principais produtores de petróleo				
$r = 0$	691,6***	0,000	4537,0***	0,000
$r \leq 1$	325,7***	0,000	224,9***	0,000
$r \leq 2$	167,2***	0,000	136,2***	0,002
$r \leq 3$	97,98	0,316	98,0	0,316
c) América				
$r = 0$	206,9***	0,000	(1) 127,8***	0,000
$r \leq 1$	107,2***	0,000	61,7***	0,001
$r \leq 2$	64,7***	0,001	51,4***	0,016
$r \leq 3$	36,7	0,262	36,7	0,262
d) Ásia				
$r = 0$	135,0***	0,000	106,0***	0,000

				continuação
$r \leq 1$	52,6***	0,000	40,5***	0,002
$r \leq 2$	24,2	0,148	21,5	0,254
$r \leq 3$	14,9	0,667	14,9	0,667
e) África				
$r = 0$	158,4***	0,000	102,4***	0,000
$r \leq 1$	73,2***	0,000	57,5***	0,000
$r \leq 2$	31,7**	0,047	29,3*	0,082
$r \leq 3$	16,7	0,674	16,7	0,674
f) economias desenvolvidas				
$r = 0$	331,7***	0,000	220,6***	0,000
$r \leq 1$	153,1***	0,000	101,5***	0,000
$r \leq 2$	82,6***	0,000	65,1***	0,013
$r \leq 3$	48,4	0,231	48,4	0,231

Fonte: EPWT 6.0.

Nota: Elaboração a partir de saídas do EVIEWS 9.

Legenda: Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10.

O p-valor revela dois vetores de cointegração, mas não possui significância estatística para três vetores ($r \leq 3$). Portanto, toma-se como referência o nível de significância estatística a 1%. Assim, os resultados comportam no máximo um vetor de cointegração para os subgrupos Ásia e África e dois vetores de cointegração para amostra completa e subgrupos América, economias desenvolvidas e sem os principais produtores de petróleo.

2.4.4 Causalidade de Granger

O ponto central da pesquisa consiste em investigar a causalidade de Granger em painel. Uma vez que as variáveis são I (1) e cointegradas, aplicou-se o método de causalidade em painel. Os testes de causalidade inspiram-se na abordagem clássica de Granger (1969), ampliada para incorporar as dimensões tempo t e *cross-section* i , proposto por Granger e Huang (1997). A finalidade do teste é responder se x explica y ou o quanto de y pode ser explicado por valores defasados dele próprio, e se a adição de valores defasados de x melhora a explicação de y . Se confirmada essa hipótese, existe relação de natureza causal, e neste caso, x ajuda a prever y .

Para Granger (1969), “uma variável x causa outra variável y ” somente se a variância do erro previsto de y fora da amostra for menor, ou seja: $E[(y/u)^2] < E[(y/u - x)^2]$. Assim, o autor avalia simultaneamente o poder de uma variável sobre a outra. Se x e y causam-se

mutuamente e se suas defasagens melhoram a explicação, então y precede x e vice-versa. A hipótese nula (H_0) é a de que x não Granger causa y , contra a hipótese alternativa (H_1) que x Granger causa y e vice-versa. A existência de causalidade requer não rejeição da hipótese nula, mediante significância estatística dos coeficientes estimados.

Encontram-se na literatura diversas abordagens para estimar a causalidade de Granger: Granger (1969), Granger e Huang (1997), Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Nair-Reichert e Weinhold (2001), Pedroni e Canning (2008), Dumitrescu e Hurlin (2012). A maioria delas compartilha o pressuposto de heterogeneidade tanto para a constante como para os coeficientes em painel balanceado; considera que os países são heterogêneos e não homogêneos, e leva em conta o efeito fixo. Assim, calcula-se o coeficiente conjunto a partir da média dos coeficientes heterogêneos das unidades *cross-section* do painel.

O método sugerido por Granger e Huang (1997) leva em conta as previsões “fora da amostra” e “pós-amostra”. O procedimento fora da amostra consiste em excluir unidades de seção transversal do painel, mantendo as demais para estimar o modelo-padrão. Com isso, geram-se erros de previsão para essa unidade específica e para o restante das unidades, configurando, ao final, um painel de erros previstos. Estimam-se as previsões pós-amostra com o conjunto das unidades transversais, porém, retira-se t períodos da amostra de uma das unidades. A técnica ajusta o modelo para, em seguida, realizar as previsões e os erros de previsão pós-amostra para essa unidade específica. Não obstante, os autores priorizam erros fora da amostra. De acordo com esse procedimento, investiga-se a causalidade de Granger para as variáveis X_{it} e Y_{it} , estimando os parâmetros dos modelos (1), (2) e (3).

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^k \gamma_1^k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^k \beta_1^k X_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^k \gamma_1^k Y_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

$$S_{it} = \alpha + \beta D_{it} + v_{it}. \quad (3)$$

Consideram-se os erros previstos fora da amostra obtidos nos modelos (1) e (2) expressos por u_{1it} e u_{2it} . A não existência de causalidade pressupõe resultados idênticos em ambos os modelos. Contudo, se a variância do erro previsto no modelo (1) for maior ou igual aos erros previstos no modelo (2), isso contraria a definição clássica de Granger (1969), segundo a qual a causalidade implica menor variância do erro previsto de (y) em (1). Para testar essa premissa, aplica-se o método de soma-diferenças descrito pela equação (3). A hipótese

para o coeficiente β estimado é a de que seja igual ou maior que zero, medida pela estatística t . Uma vez rejeitada tal hipótese, conclui-se que X_{it} precede Y_{it} no sentido de Granger. O teste proposto por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) pode ser estruturado em um sistema de equações lineares intitulado panel vector auto-regression (PVAR), demonstrado em (4) e (5).

$$Y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^k \gamma_1^k Y_{it-k} + \sum_{k=1}^k \beta_1^k X_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

$$X_{it} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^k \beta_2^k X_{it-k} + \sum_{k=1}^k \gamma_2^k Y_{it-k} + \eta_{2i} + \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

em que Y_{it} e X_{it} representam as variáveis de interesse no país ou indivíduo i , no tempo t . Com α_1 e α_2 expressando coeficientes de interceptos comuns dos respectivos indivíduos ou países; η_{1i} e η_{2i} , os fatores heterogêneos individuais ou os efeitos fixos, que o modelo considera constantes ao longo do tempo, sendo k a defasagem de 1 até k vezes, estima-se a causalidade de Granger por meio do teste de Wald, utilizado para testar hipóteses sobre parâmetros. A causalidade no sentido de Granger poderá existir na direção de X para Y , se pelo menos um coeficiente β_{1i} for diferente de zero na equação (1) e se, na equação (2), o coeficiente γ_{2i} em conjunto assumir valor igual a zero. Ao contrário, ocorre causalidade unidirecional de Y para X , se o coeficiente β_{1i} , em conjunto, assumir valor igual a zero na equação (1) e se pelo menos um coeficiente γ_{2i} for diferente de zero na equação (2). De maneira semelhante, revela-se causalidade bidirecional de Y para X , se pelo menos um dos coeficientes β_{1i} e γ_{2i} forem diferentes de zero. Já se os coeficientes β_{1i} e γ_{2i} forem iguais a zero, haverá neutralidade, ou seja, não causalidade de Granger entre X e Y .

A presente pesquisa emprega o método desenvolvido por Dumitrescu e Hurlin (2012), para estimar a causalidade de Granger em painéis heterogêneos. Os autores apresentam como inovações o fato de uma relação causal não ser única para um indivíduo ou país, especialmente em âmbito econômico, sendo, portanto, provável que exista também para outros indivíduos ou subgrupos, de modo que a causalidade alcança maior consistência, quando testada em um contexto de heterogeneidade tanto da relação causal entre as variáveis como dos parâmetros do modelo de regressão.

Assim, a causalidade de Granger é definida sob quatro hipóteses: causalidade não homogênea — Homogeneous Non Causality (HNC) —, que designa inexistir causalidade individual entre x e y . Causalidade homogênea — Homogeneous Causality (HC) —, que postula haver relação de causalidade para todo N , se os parâmetros estimados dos valores

defasados de x e y se assemelham; causalidade heterogênea — Heterogeneous Causality (HEC) —, assumida para todo N , de modo que a heterogeneidade não influencia na relação de causalidade. A quarta refere-se à causalidade heterogênea — Heterogeneous non Causality (HENC). Neste caso, ocorre relação causal de x para y em pelo menos um subgrupo de países ou indivíduos, e não existirá causalidade no máximo para $N - 1$ unidades do painel.

Dumitrescu e Hurlin (2012) propõem, portanto, testar a causalidade não homogênea, considerando a hipótese nula (H_0) de não causalidade para nenhuma seção transversal do painel, em contraposição à hipótese alternativa (H_1) de causalidade em pelo menos um subgrupo de unidades individuais, o que configura HNC como hipótese nula e HENC como hipótese alternativa. Dessa forma, o teste supõe diferentes subgrupos de países nas unidades transversais, em que, para um grupo, pode-se ter evidência de causalidade, ainda que não esteja relacionada ao mesmo modelo de regressão, enquanto, para outro, essa relação não existe. Os dois principais fatores heterogêneos derivam dos efeitos individuais e da inclinação da reta de regressão capturadas pelos coeficientes α_1 e $\beta_i^{(K)}$, como descrito na Equação (6).

$$y_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(K)} y_{it-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(K)} x_{it-k} + \eta_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

Onde $K \in N^*$ e $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})$, x_{it} e y_{it} são as variáveis de interesse (emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho); α_i representa os efeitos individuais fixos; K , o número de defasagem; e $\gamma_1^{(K)}$ e $\beta_1^{(K)}$, os coeficientes autorregressivos (embora constantes variam entre grupos). Em um modelo de coeficientes fixos e efeitos individuais, consideram-se três pressupostos. O primeiro indica que os resíduos individuais das unidades transversais são independentes e identicamente distribuídos (*iid*). O segundo que, dada essa condição, $E(\varepsilon_{i,t} | \varepsilon_{j,s}) = 0, \forall i \neq j$ e $\forall (t, s)$. Já pelo terceiro, as variáveis x_{it} e y_{it} são estacionárias. A hipótese nula (H_0) é a de não causalidade homogênea para nenhum membro do painel, e a hipótese alternativa (H_1) é a de causalidade não heterogênea em pelo menos um subgrupo de unidades individuais.

$$H_0: \beta_i = 0, \forall i = 1, \dots, N \text{ e } \beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)}), \quad (7)$$

$$H_1: \quad \beta_i = 0, \forall i = 1, \dots, N_1, \quad (8)$$

$$\beta_i \neq 0, \forall i = N_1 + 1, N_2, \dots, N.$$

Conforme Dumitrescu e Hurlin (2012) ressaltam, a hipótese alternativa implica que haverá $N_1 < N$ unidades individuais em que não existe causalidade no sentido de Granger e que, embora não se conheça N_1 , a condição $0 \leq N_1/N$ fica satisfeita. Contudo, não existirá relação causal em nenhuma unidade do painel, se $N_1 = N$. Assim, não se rejeita a hipótese nula. Alternativamente, seja $N_1 = 0$, não há causalidade para nenhuma das unidades do painel. Entretanto, caso $N_1 > 0$, ocorre causalidade heterogênea para um subgrupo, ao passo que, para o outro, esta não existe. As estatísticas de teste são dadas pelas Equações (9) e (10).

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}. \quad (9)$$

A equação (9) fornece a estatística de Wald ($W_{N,T}^{HNC}$) para a hipótese nula ($H_0: \beta_i = 0$) de causalidade individual não homogênea, em que $W_{i,T}$ corresponde à estatística de Wald para a i – *esima* seção transversal do painel, com distribuição assintótica Qui-quadrado para K graus de liberdade. A “versão padronizada” dessa estatística é dada pela Equação (10), em que ($Z_{N,T}^{HNC}$) equivale à média das estatísticas individuais de Wald para uma distribuição normalizada assintoticamente. A Equação (10) satisfaz a condição *iid* da estatística individual $W_{i,T}$ para $i = 1, \dots, N$. Na medida em que T tende ao infinito no primeiro momento, e N , no segundo ($T, N \rightarrow \infty$), a estatística $W_{N,T}^{HNC}$ converge para uma distribuição normal.

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} d N(0, 1). \quad (10)$$

Finalmente, cabe destacar que o teste Dumitrescu e Hurlin (2012) não explora o efeito da mudança do número de defasagem sobre os resultados de causalidade. O que as simulações de Monte Carlo apontam é que o poder do teste diminui à medida que o número de defasagens aumenta. Essa escolha normalmente ocorre utilizando-se os critérios de Akaike e Schwartz. Entretanto, interessa à presente pesquisa investigar a causalidade no sentido de Granger da variável X predizer Y e vice-versa, sem estabelecer um critério rígido do número de defasagens, optando-se por um critério mais flexível para testar a consistência, a estabilidade ou as contradições das estimativas à medida que se altera o número de defasagens.

O número de três defasagens, ainda que arbitrário, justifica-se em função de que os resultados de causalidade não se alteram para maiores defasagens. Assim, levando-se em conta as variáveis escolhidas para uma amostra heterogênea de 56 países, dividida em subgrupos, a abordagem de Dumitrescu e Hurlin (2012), de causalidade não homogênea, melhor satisfaz os objetivos da presente pesquisa. O teste assume a forma estrutural bivariada da Equação (6), com três defasagens, tendo em vista as duas principais fontes de heterogeneidade: efeitos individuais e características da reta de regressão. O suposto de coeficientes heterogêneos por seção transversal e para o painel como um todo cumpre, mais adequadamente, os objetivos da pesquisa. Para verificar a estabilidade das estimativas, efetuamos os testes de causalidade homogênea e heterogênea, com uma, duas e três defasagens.

2.5 RESULTADO E DISCUSSÃO

Nesta seção, apresentamos os resultados de causalidade de Granger em painel, aplicando o método desenvolvido por Dumitrescu e Hurlin (2012). Para identificar possíveis contradições e instabilidade nos resultados, procedemos estimativas de causalidade homogênea (coeficientes comuns) e heterogênea (coeficientes individuais). A primeira considera cada unidade *cross-section i* do painel homogênea, enquanto a segunda supõe unidades *cross-section i* do painel heterogêneas. Os testes foram executados com uma, duas e três defasagens para a amostra completa e os subgrupos, cujos resultados para a amostra completa disponibilizamos na Tabela 9. Ressaltamos que maiores defasagens diminuem a consistência e o poder do teste.

Embora o menor número de defasagem melhore a consistência estatística, a segunda e a terceira defasagens não alteram a causalidade unidirecional da energia e da produtividade do trabalho para as emissões, o que sinaliza, em alguma medida o efeito escala. A causalidade das emissões para a relação capital-trabalho, salienta eventualmente, o consumo de energia fóssil intensiva e uma possível combinação dos efeitos técnica e composição setorial. Igualmente, a causalidade unidirecional a produtividade do trabalho à razão capital-trabalho reflete o efeito técnica. No entanto, a causalidade do uso de energia para emissões de CO₂ manifesta-se a partir da segunda defasagem, e, no caso das emissões para a relação capital-trabalho, a significância estatística cai a 10%, sugerindo menor indício de causalidade devido à instabilidade do resultado e à perda de poder do teste com a mudança do número de defasagens.

Tabela 9 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para amostra completa – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de defasagem								
			1		2		3				
			F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.			
LNe	→	LNb	0,715	0,398	***7,7589	0,000	***19,0546	0,000			
LNb	nc	LNe	1,986	0,159	1,866	0,155	1,311	0,269			
LNx	→	LNb	*2,84792	0,092	***16,7102	0,000	***23,8565	0,000			
LNb	nc	LNx	***6,622	0,010	**3,098	0,045	2,022	0,109			
LNk	nc	LNb	0,023	0,879	**3,619	0,027	***10,7081	0,000			
LNb	→	LNk	***28,5991	0,000	***7,12451	0,001	*2,441	0,063			
LNx	nc	LNe	0,155	0,694	1,107	0,331	***7,5713	0,000			
LNe	nc	LNx	*2,767	0,096	1,140	0,320	1,049	0,370			
LNk	nc	LNe	0,008	0,931	1,163	0,313	***4,392	0,004			
LNe	nc	LNk	0,886	0,347	***10,9886	0,000	0,589	0,622			
LNk	nc	LNx	2,361	0,125	0,651	0,522	***12,805	0,000			
LNx	→	LNk	***127,61	0,000	***28,3008	0,000	***9,89687	0,000			
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	↔	LNb	***3,15037	***9,77447	0,000	***4,36278	***7,1054	0,000	***5,24513	***5,0122	0,000
LNb		LNe	***2,30058	***5,78375	0,000	***3,71437	***5,01968	0,000	***4,60805	***3,40296	0,000
LNx	→	LNb	***3,31027	***1,05254	0,000	***4,90419	***8,84693	0,000	***5,69995	***6,16105	0,000
LNb	nc	LNx	***1,90581	***3,92989	0,000	2,250	0,309	0,757	3,095	-0,419	0,675
LNk	↔	LNb	***2,80442	***8,14986	0,000	***4,31302	***6,94533	0,000	***5,0695	***4,56855	0,000
LNb		LNk	***4,68691	***16,9902	0,000	***2,89276	***2,37684	0,018	***4,39792	***2,87216	0,000
LNx	↔	LNe	***3,83057	***12,9687	0,000	***5,09689	***9,4668	0,000	***5,86415	***6,57581	0,000
LNe		LNx	***3,15604	***9,80109	0,000	***3,41976	***4,07203	0,000	***4,67208	***3,56469	0,000
LNk	↔	LNe	***2,91295	***8,6595	0,000	***4,08843	***6,2229	0,000	***5,49387	***5,6405	0,000
LNe		LNk	***4,76763	***17,3693	0,000	***3,19861	***3,36064	0,000	***4,86636	***4,05543	0,000
LNk	↔	LNx	***3,41944	***11,0381	0,000	***5,34144	***10,2534	0,000	***7,23948	***10,0499	0,000
LNx		LNk	***9,78497	***40,9311	0,000	***8,76613	***21,2695	0,000	***8,82317	***14,0502	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.
(→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

Para as demais variáveis não se encontram evidências de causalidade homogênea (Tabela 9A). No entanto, examinando a causalidade heterogênea (parâmetros específicos), seguindo Dumitrescu e Hurlin (2012), predominam relações bicausais em, pelo menos, um país ou grupo de países (Tabela 9B). Os coeficientes são estatisticamente significativos a 1%, exceto para emissões e produtividade do trabalho. Desse modo, é mais difícil sustentar uma eventual rejeição da hipótese nula. Na prática, resulta que, em nenhum país ou subgrupo de países, emissões de CO₂ Granger causa a produtividade do trabalho. A causalidade é unidirecional da produtividade para as emissões em pelo menos um país ou grupo de países da amostra completa. Para as outras relações, os resultados revelam bicausalidade.

As relações de causalidade homogênea para o subgrupo sem os produtores petróleo (Tabela 10A), comportam unicausalidade do consumo de energia às emissões, como na amostra completa. A retirada desses países não altera esse resultado específico. Entretanto, inversamente à amostra completa, a causalidade se movimenta da razão capital-trabalho para as emissões de CO₂. A produtividade do trabalho Granger causa a relação capital-trabalho, e a partir da segunda defasagem, a causalidade é bidirecional. Logo, rejeita-se a hipótese nula de que a relação capital-trabalho não Granger causa a produtividade. O uso de energia e a relação capital-trabalho impulsionam a causalidade para a produtividade e para o nível de emissões.

Tabela 10 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂ por trabalhador, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho sem produtores mundiais de petróleo – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de Defasagem								
			1		2		3				
			F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.			
LNe	→	LNb	0,964	0,326	***6,59368	0,001	***1,54255	0,000			
LNb	nc	LNe	0,634	0,426	0,921	0,398	0,670	0,570			
LNx	nc	LNb	0,998	0,318	2,302	0,100	***8,32406	0,000			
LNb	nc	LNx	***6,05795	0,014	1,834	0,160	0,678	0,565			
LNk	→	LNb	***5,59789	0,018	***14,7693	0,000	***20,0616	0,000			
LNb	nc	LNk	0,588	0,443	0,550	0,577	0,402	0,751			
LNx	nc	LNe	0,782	0,780	0,026	0,974	***3,81604	0,010			
LNe	nc	LNx	0,089	0,765	***9,71895	0,000	0,682	0,563			
LNk	nc	LNe	0,421	0,517	0,343	0,709	***5,3097	0,001			
LNe	nc	LNk	0,824	0,364	0,430	0,651	0,319	0,812			
LNk	→	LNx	***127,796	0,000	***33,7302	0,000	***9,09739	0,000			
LNx	→	LNk	1,642	0,200	**3,04877	0,048	***9,18597	0,000			
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	↔	LNb	***3,0728	***8,62093	0,000	***4,3466	***6,46174	0,000	***5,38195	***4,90841	0,000
LNb		LNe	***2,25772	***5,11426	0,000	***3,59869	***4,25777	0,000	***4,63025	***3,16889	0,002
LNx	↔	LNb	***2,63734	***6,74749	0,000	***4,34854	***6,46747	0,000	***5,06891	***4,184	0,000
LNb		LNx	***5,28899	***18,1554	0,000	**2,85936	**2,07905	0,038	**4,20381	**2,18208	0,029
LNk	→	LNb	***3,65044	***11,106	0,000	***5,33164	***9,36454	0,000	***6,22877	***6,86806	0,000
LNb	nc	LNk	***2,08856	***4,38652	0,000	***2,41629	0,773	0,439	3,136	-0,290	0,772
LNx	↔	LNe	***2,4859	***6,09595	0,000	***3,99369	***5,42178	0,000	***5,4234	***5,00435	0,000
LNe		LNx	***5,42572	***18,7437	0,000	***3,56994	***4,17303	0,000	***5,19071	***4,46587	0,000
LNk	↔	LNe	***3,76262	***11,5887	0,000	***5,11961	***8,73972	0,000	***5,81628	***5,91351	0,000
LNe		LNk	***3,39373	***10,0016	0,000	***3,55878	***4,14015	0,000	***4,66398	***3,24696	0,001
LNk	↔	LNx	***10,1964	***39,2681	0,000	***8,17053	***17,7304	0,000	***8,32982	***1,17301	0,000
LNx		LNk	***3,62847	***11,0115	0,000	***5,30209	***9,27746	0,000	***7,19514	***9,10434	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

Legenda: (→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

No âmbito da causalidade heterogênea (Tabela 10B), os resultados não evidenciam causalidade das emissões de CO₂ por trabalhador para a razão capital-trabalho, mas corroboram a hipótese de causalidade bidirecional para o restante das relações. Uma mudança importante

nesse subgrupo aponta que a causalidade unidirecional das emissões de CO₂ para a relação capital-trabalho não se sustenta. A causalidade movimenta-se das variáveis econômicas para as ambientais; com a exclusão dos principais produtores de petróleo, os insumos tornam-se menos intensivos em poluição.

No subgrupo de países da América, as estimativas apoiam a presença de causalidade unidirecional homogênea da produtividade e do uso de energia para as emissões de CO₂ e da produtividade para a relação capital-trabalho, o que é compatível com os resultados da amostra completa e o subgrupo, excluindo os principais produtores de petróleo (Tabela 11A). De modo igual, a causalidade segue das variáveis econômicas para as ambientais, e a conexão com as emissões decorre do uso de energia e da produtividade do trabalho, situação evidentemente associada aos efeitos técnica e escala. Os níveis de produtividade do trabalho dependem de uma técnica de produção intensa em energia fóssil, gerando os efeitos técnica e composição setorial, dois dos três principais canais do fluxo de emissões de CO₂.

Tabela 11 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de países da América – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de defasagem								
			1		2		3				
			F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.			
LNe	→	LNb	***6,99623	0,008	***8,55913	0,000	***9,14162	0,000			
LNb	nc	LNe	0,304	0,581	*2,838	0,059	1,829	0,141			
LNx	→	LNb	1,927	0,166	***5,2648	0,005	***6,87155	0,000			
LNb	nc	LNx	0,205	0,651	0,039	0,962	0,106	0,957			
LNk	nc	LNb	*3,48171	0,063	1,095	0,335	0,746	0,525			
LNb	nc	LNk	1,103	0,294	0,732	0,482	1,571	0,196			
LNx	nc	LNe	0,000	0,995	***5,36643	0,005	**2,80663	0,039			
LNe	nc	LNx	1,664	0,198	1,422	0,242	1,317	0,268			
LNk	nc	LNe	*3,52926	0,061	*2,70803	0,068	1,837	0,139			
LNe	nc	LNk	0,006	0,941	0,388	0,679	*2,5068	0,058			
LNk	nc	LNx	0,533	0,466	2,231	0,109	0,819	0,484			
LNx	→	LNk	***1,6749	0,000	***6,36808	0,002	***9,33236	0,000			
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	→	LNb	***3,0217	***34,901	0,000	***4,1989	***33,516	0,000	***34,994	***32,341	0,019
LNb	nc	LNe	***31,957	**32,230	0,026	2,876	1,242	0,214	3,799	0,727	0,467
LNx	→	LNb	***34,253	***37,994	0,000	***35,716	***36,126	0,000	***36,408	***34,249	0,000
LNb	nc	LNx	1,094	0,062	0,950	1,492	-1,138	0,255	2,162	-1,484	0,138
LNk	nc	LNb	***33,651	***36,481	0,000	***33,816	***32,859	0,004	4,184	1,246	0,213
LNb	→	LNk	***32,969	***34,769	0,000	*3,29138	*1,95585	0,051	***5,509	***33,035	0,002
LNx	→	LNe	***33,706	***36,619	0,000	***34,870	***34,671	0,000	***35,391	***32,877	0,004
LNe	nc	LNx	***33,009	***34,870	0,000	**3,465	**2,254	0,024	4,330	1,444	0,149
LNk	→	LNe	***33,706	***36,619	0,000	**3,31931	**2,003	0,045	*4,49237	*1,662	0,096
LNe	nc	LNk	***33,009	***34,870	0,000	3,008	1,468	0,142	***35,3283	***32,791	0,005
LNk	↔	LNx	***33,595	***36,340	0,000	***5,448	***5,664	0,000	***36,247	***34,032	0,000
LNx	↔	LNk	***31,468	***33,418	0,000	***31,268	***31,810	0,000	***31,408	***31,461	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

Legenda: (→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

Supondo causalidade heterogênea (Tabela 11B), as relações tornam-se instáveis com o número de defasagens. As estimativas não apontam causalidade das emissões para o uso de energia e para a produtividade do trabalho. As relações de causalidade da relação capital-trabalho para emissões de CO₂, do uso de energia para a produtividade do trabalho e para a relação capital-trabalho não resistem com duas e três defasagens. Porém, é observável a causalidade unidirecional para as essas mesmas variáveis e causalidade bidirecional da razão capital-trabalho para a produtividade do trabalho. Para o subgrupo América predomina também os efeitos escala e técnica na explicação das relações de causalidade.

Nos países da Ásia, as estimativas de causalidade são substancialmente diferentes. A força causal advém das emissões de CO₂. Tendo em conta a causalidade homogênea (Tabela 12A), o nível de emissões Granger causa o consumo de energia, a produtividade do trabalho e a razão capital-trabalho, ou seja, em países asiáticos a variável emissões de CO₂ causam as variáveis econômicas pelo uso intensivo energia fóssil, como ressaltam Lean e Smyth (2010). Tabela 12 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para o subgrupo de países da Ásia – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de defasagem								
			1		2		3				
			F-Statisc	Prob.	F-Statisc	Prob.	F-Statisc	Prob.			
LNe	nc	LNb	1,879	0,172	1,104	0,333	*2,610	0,052			
LNb	→	LNe	***15,290	0,000	***9,386	0,000	***6,678	0,000			
LNx	nc	LNb	0,574	0,449	0,466	0,628	1,905	0,129			
LNb	→	LNx	***22,771	0,000	***11,422	0,000	***6,094	0,001			
LNk	nc	LNb	0,119	0,730	0,300	0,741	1,122	0,341			
LNb	→	LNk	***38,741	0,000	***10,668	0,000	***4,258	0,006			
LNx	nc	LNe	1,036	0,310	0,402	0,669	***5,578	0,001			
LNe	nc	LNx	*2,935	0,088	*2,512	0,083	1,092	0,353			
LNk	nc	LNe	1,574	0,211	**3,237	0,041	***3,589	0,014			
LNe	nc	LNk	***11,860	0,001	**3,74534	0,025	0,446	0,720			
LNk	nc	LNx	0,34597	0,557	0,545	0,581	***5,380	0,001			
LNx	nc	LNk	***8,677	0,004	2,003	0,137	***6,107	0,001			
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	↔	LNb	***4,009	***5,535	0,000	***5,499	***4,314	0,000	*4,921	*1,681	0,093
LNb		LNe	***3,255	***4,115	0,000	***4,510	***3,038	0,002	*5,155	*1,918	0,055
LNx	→	LNb	***3,054	***3,737	0,000	***7,043	***6,305	0,000	***5,623	***2,392	0,017
LNb	nc	LNx	1,039	-0,055	0,956	2,764	0,787	0,431	3,057	-0,207	0,836
LNk	nc	LNb	***3,440	***4,465	0,000	***6,628	***5,769	0,000	***6,098	***2,873	0,004
LNb	→	LNk	***3,799	***5,140	0,000	***4,603	***3,158	0,002	***5,496	***2,264	0,024
LNx	→	LNe	***3,101	***3,826	0,000	***6,159	***5,165	0,000	***5,902	***2,674	0,008
LNe	nc	LNx	0,661	-0,768	0,442	2,678	0,676	0,499	5,176	1,939	0,053
LNk	→	LNe	***2,771	***3,206	0,001	3,068	1,179	0,238	3,768	0,513	0,608
LNe	nc	LNk	***3,531	***4,636	0,000	2,399	0,317	0,752	**5,344	**2,109	0,035
LNk	↔	LNx	***2,825	***3,30	0,001	***5,554	***4,385	0,000	***9,056	***5,868	0,000
LNx		LNk	***6,357	***9,956	0,000	***5,591	***4,433	0,000	***5,086	***1,848	0,065

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

Legenda: (→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

Essas relações são estáveis independentemente do número de defasagens e estabelecem correspondência com a hipótese de causalidade heterogênea (Tabela 12B), em que os resultados demonstram causalidade bidirecional das emissões para o uso de energia fóssil. A causalidade das emissões para a produtividade do trabalho não se mantém, voltando-se exclusivamente para a relação capital-trabalho, indício de que o rápido crescimento das economias asiáticas está eventualmente associado ao uso intenso de energia, causando as emissões e, destas, para a relação capital-trabalho.

Isso implica que o uso de energia é a força causal que move o crescimento econômico e as emissões de CO₂. A demanda por energia eleva os investimentos em infraestrutura, incrementa a produtividade do trabalho e, conseqüentemente, o nível de emissões por trabalhador. Contudo, sob a hipótese de causalidade heterogênea, a produtividade do trabalho não Granger causa emissões para, pelo menos, um país desse subgrupo, o que, em certa medida, se deve ao potencial de energia renovável. Essas fontes energéticas constituem alternativas para o crescimento econômico e para a redução do nível de emissões nesses países no longo prazo.

No caso da África, a produtividade do trabalho é a força que move a causalidade homogênea (Tabela 13A) para nível de emissões de CO₂, energia e a razão capital-trabalho, o que é coerente com a amostra completa e com os subgrupos sem produtores de petróleo e a América, que apresentam resultados semelhantes. No caso dos resultados de causalidade heterogênea (Tabela 13B), a variável ambiental emissões de CO₂ não Granger causa a produtividade do trabalho, o uso de energia e a razão capital-trabalho — a causalidade dirige-se das variáveis econômicas para as ambientais, compatível com os efeitos escala e técnica.

De modo igual, não é observável que as emissões Granger causam o uso de energia e a produtividade do trabalho, nem que a relação capital-trabalho cause emissões, e que o uso de energia cause a produtividade do trabalho no subgrupo África. A crescente demanda por energia pode explicar a causalidade homogênea da produtividade do trabalho para emissões, relação capital-trabalho e uso de energia, estas significativas a 5% e 10%. Não há evidência do efeito *feedback* ou causalidade reversa entre essas variáveis, o que, em certa medida, se deve ao potencial de energia renovável existente nos países da África.

Embora exista dificuldade de investimento para expandir a oferta de energia nesses países, ampliou-se a infraestrutura em energia eólica e solar. A África possui amplo potencial de energia renovável a ser explorada, subutilizada, devido ao elevado custo de investimento. A população e a economia pressionam a demanda por energia em um cenário em que a oferta é insuficiente para atender serviços básicos. Assim, a energia renovável pode constituir a base do crescimento econômico, uma alternativa crucial para evitar a degradação do meio ambiente.

Tabela 13 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital/trabalho para o subgrupo de países da África – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de defasagem								
			1			2			3		
			F-Statistic	Prob.		F-Statistic	Prob.		F-Statistic	Prob.	
LNe	nc	LNb	1,385		0,240	0,896		0,409	***4,634		0,004
LNb	nc	LNe	0,005		0,943	0,029		0,971	0,037		0,990
LNx	→	LNb	***8,412		0,004	***6,702		0,001	***5,366		0,001
LNb	nc	LNx	2,762		0,098	1,531		0,218	0,667		0,573
LNk	nc	LNb	**4,350		0,038	2,296		0,102	***4,177		0,006
LNb	nc	LNk	2,656		0,104	1,159		0,315	0,311		0,817
LNx	→	LNe	*3,124		0,078	**3,26226		0,040	*2,464		0,062
LNe	nc	LNx	0,230		0,632	*2,325		0,099	0,892		0,446
LNk	nc	LNe	1,602		0,206	**3,26226		0,040	***4,4499		0,004
LNe	nc	LNk	1,346		0,247	2,326		0,099	0,934		0,424
LNk	nc	LNx	0,977		0,324	**2,99677		0,051	**2,6232		0,051
LNx	→	LNk	***3,350		0,000	***1,533		0,000	***5,301		0,001
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	→	LNb	***4,503	***0,8152	0,000	***4,503	***6,815	0,000	***7,0474	***4,041	0,000
LNb	nc	LNe	***0,658	***3,155	0,002	***2,659	***3,155	0,002	4,619	1,450	0,147
LNx	→	LNb	***4,012	***5,842	0,000	***4,012	***5,842	0,000	***6,314	***3,259	0,001
LNb	nc	LNx	1,552	0,958	0,338	1,552	0,958	0,338	2,223	-1,108	0,268
LNk	nc	LNb	1,671	1,195	0,232	1,671	1,195	0,232	**5,514	**2,405	0,016
LNb	→	LNk	***1,243	***2,255	0,000	***1,243	2,256	0,000	3,954	0,740	0,459
LNx	→	LNe	***7,134	***1,203	0,000	***7,134	***1,203	0,000	***6,309	***3,254	0,001
LNe	nc	LNx	***2,469	***2,779	0,006	***2,469	***2,779	0,006	2,554	-0,755	0,451
LNk	↔	LNe	***2,704	***3,078	0,002	***3,669	***5,606	0,000	***7,593	***4,624	0,000
LNe		LNk	***4,290	***6,064	0,000	***1,076	***1,923	0,000	***7,657	***4,692	0,000
LNk	↔	LNx	**2,132	**2,003	0,045	***3,049	***3,929	0,000	***8,854	***5,970	0,000
LNx		LNk	***6,451	***1,013	0,000	***1,941	***3,641	0,000	***6,380	***3,329	0,001

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

Legenda: (→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

Por fim, para o subgrupo de economias desenvolvidas, os resultados de causalidade homogênea (Tabela 14A) são mais extensivos, totalizando 11 relações de causalidade, dentre as quais destacam-se cinco bicausais e uma unicausal. A produtividade do trabalho, o uso de energia e a relação capital-trabalho Granger causam emissões; uso de energia Granger causa a razão capital-trabalho, bem como a produtividade do trabalho Granger causa o uso de energia e a relação capital-trabalho. Há um elo forte ligando o uso de energia e o fluxo de emissões, evidência robusta dos efeitos escala e técnica. A produtividade do trabalho, o uso de energia e a relação capital-trabalho determinam o nível de emissões. De maneira análoga, a hipótese de causalidade heterogênea (Tabela 14B), sugere que a dinâmica do crescimento econômico define o nível de emissões.

Tabela 14 – Teste de causalidade homogênea e heterogênea do logaritmo das variáveis emissões de CO₂, uso de energia, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho para o subgrupo de economias desenvolvidas – 1980-2014

A Causalidade Homogênea			Número de defasagem								
			1		2		3				
			F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.			
LNe	↔	LNb	*3,757	0,053	*2,98766	0,051	*2,206	0,086			
LNb		LNe	***1,696	0,000	**10,776	0,000	***7,473	0,000			
LNx	→	LNb	***6,973	0,009	**7,014	0,001	***7,091	0,000			
LNb	nc	LNx	***6,063	0,014	*2,544	0,079	1,658	0,175			
LNk	↔	LNb	***12,245	0,001	**11,5508	0,000	***10,446	0,000			
LNb		LNk	**4,949	0,026	**4,624	0,010	**3,194	0,023			
LNx	↔	LNe	***20,552	0,000	**14,582	0,000	***9,436	0,000			
LNe		LNx	**3,833	0,051	*2,876	0,057	**2,23889	0,083			
LNk	↔	LNe	***19,489	0,000	***19,937	0,000	***14,018	0,000			
LNe		LNk	***23,644	0,000	***7,601	0,001	***4,87252	0,002			
LNk	↔	LNx	2,495	0,115	***10,025	0,000	***6,779	0,000			
LNx		LNk	0,353	0,553	***26,4416	0,000	***18,348	0,000			
B Causalidade Heterogênea			Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.	Wstat	Zbar	Prob.
LNe	↔	LNb	***2,479	***4,055	0,000	***3,455	***2,563	0,010	***4,769	**2,334	0,020
LNb		LNe	***2,462	***4,007	0,000	***3,686	***3,019	0,003	***5,125	***2,883	0,004
LNx	→	LNb	***2,865	***5,167	0,000	***4,304	***4,235	0,000	***5,277	***3,119	0,002
LNb	nc	LNx	2,875	***5,193	0,000	2,373	0,433	0,665	3,598	0,522	0,602
LNk	→	LNb	***3,143	***5,964	0,000	***5,162	***5,927	0,000	***5,708	***3,7868	0,000
LNb	nc	LNk	***2,701	***4,694	0,000	2,230	0,151	0,880	3,325	0,100	0,921
LNx	↔	LNe	***2,627	***4,481	0,000	***4,985	***5,577	0,000	***6,253	***4,629	0,000
LNe		LNx	***3,953	***8,296	0,000	***3,368	***2,393	0,017	***4,969	***2,642	0,008
LNk	→	LNe	***2,075	***2,894	0,004	***4,237	***4,103	0,000	***5,924	***4,119	0,000
LNe	nc	LNk	***3,191	***6,103	0,000	2,107	-0,092	0,927	3,264	0,004	0,997
LNk	↔	LNx	***3,946	***8,274	0,000	***5,672	***6,931	0,000	***6,790	***5,459	0,000
LNx		LNk	***3,468	***6,901	0,000	***8,832	***1,315	0,000	***7,561	***6,652	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir de saídas do Eviews 9. Nível de significância estatística: ***1%; **5%; *10%.

Legenda: (→) = causalidade unidirecional, (↔) = causalidade bidirecional, nc = não causalidade ou neutralidade.

A causalidade reversa do nível de emissões para a produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho ocorre com uma defasagem, mas não se sustentam com a mudança do número de defasagens. As estimativas não rejeitam a hipótese nula, ou seja, a variável ambiental emissões de CO₂ não Granger-cause as variáveis produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho. Os resultados convergem com o debate da literatura empírica, como, por exemplo, os estudos realizados por Dinda e Condo (2006), os quais concluem que as emissões de CO₂ nos países desenvolvidos são explicadas pelas variáveis econômicas. Bedir e Yilmaz (2016) enxergam um *trade-off*, pois diminuir as emissões de CO₂ requer restringir o uso de energia fóssil e à perda de bem-estar; não reduzir implica em perda de qualidade ambiental. Assim, as ações de recomposição da matriz energética e as regulações ambientais são atenuantes desse conflito de objetivos.

2.6 CONCLUSÃO

Este capítulo investigou a causalidade de Granger entre emissões de CO₂, consumo de energia, produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho para uma amostra de 56 países, estruturada em cinco subgrupos. A pesquisa encontrou evidência de que o nível de emissões está fortemente associado aos insumos e à escala de produção. Países desenvolvidos detêm as maiores médias para essas variáveis em relação a amostra completa e os subgrupos da América, Ásia, África e sem os principais produtores de petróleo.

Existe correlação positiva quase perfeita tanto para a amostra completa como para os subgrupos da América, Ásia, África e sem os principais produtores de petróleo. Para o subgrupo de economias desenvolvidas se verificou fraca correlação entre as variáveis. As interações macroeconômicas e ambientais apontam que as emissões de CO₂ caminham *pari passu* com o consumo de energia, a produtividade do trabalho e a razão capital-trabalho. Os testes efetuados para processos comum e individual de raiz unitária e de cointegração indicam que as variáveis são I (1) e cointegradas, havendo exatamente um vetor de cointegração gerando estabilidade no longo prazo para os subgrupos da Ásia e África e dois vetores para a amostra completa e os subgrupos sem os principais produtores de petróleo, América e economias desenvolvidas.

Os resultados de causalidade obtidos corroboram existência de relações causais para a amostra completa e os subgrupos. Levando-se em conta a hipótese de causalidade homogênea, encontrou-se evidência de causalidade unidirecional. Na amostra completa, a força causal surge do uso de energia e da produtividade do trabalho para emissões de CO₂ e da produtividade para a razão capital-trabalho. Sem os principais produtores mundiais de petróleo, permanece a primeira causalidade, acrescida de bicausalidade entre as variáveis razão capital-trabalho e a produtividade do trabalho, relação capital-trabalho e emissões de CO₂. Para os países da América, mantêm-se a causalidade da produtividade e do uso de energia para emissões e para a razão capital-trabalho.

A presente pesquisa sustenta a hipótese de causalidade bidirecional heterogênea para a amostra completa e os subgrupos. Potencialmente, no subgrupo Ásia, a causalidade move-se das variáveis ambientais para as econômicas; as emissões impulsionam a causalidade homogênea e heterogênea. Atribui-se essa peculiaridade ao uso de insumos intensivos em poluição. Emissões de CO₂ precedem a produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho. Para a hipótese de causalidade heterogênea, prevalecem relações bicausais do uso de energia às emissões e da razão capital-trabalho à produtividade do trabalho. Os resultados não respaldam

causalidade bidirecional heterogênea das emissões à produtividade do trabalho para nenhum país do subgrupo Ásia.

Nos países da África, a direção da causalidade segue da produtividade para as emissões de CO₂ e da razão capital-trabalho para o uso de energia. Para o restante das relações, não existe causalidade homogênea no sentido de Granger, havendo, portanto, neutralidade. Entretanto, prevalece um padrão de relação unicausal e bicausal, tanto homogênea como heterogênea, das variáveis ambientais para as econômicas: amostra completa, Ásia e África ($b \rightarrow k$) e em países asiáticos ($b \rightarrow e, x, k$). Bicausalidade ($e \leftrightarrow b$), em todos os subgrupos, exceto em economias desenvolvidas; ($k \leftrightarrow b$) na amostra completa e em países desenvolvidas; e por fim, ($x \leftrightarrow b$) no subgrupo sem os produtores de petróleo.

Conclui-se, assim, que, em ambas as hipóteses de causalidade, o nível de emissões não Granger causa a produtividade do trabalho, exceto para as relações de causalidade homogênea no subgrupo de países asiáticos, no qual as emissões decorrem da crescente demanda por energia para responder ao crescimento dessas economias, sendo prováveis os efeitos conjunto de escala e técnica elevando as emissões e, indiretamente, a produtividade do trabalho. Apesar disso, não é observável causalidade cumulativa, resultado válido para a amostra completa e para os subgrupos América, Ásia, África e sem os principais produtores de petróleo.

Nas economias desenvolvidas, a causalidade homogênea revela-se mais expressiva e majoritariamente bidirecional. Produtividade do trabalho, uso de energia e a razão capital-trabalho Granger causam emissões de CO₂; uso de energia causa a razão capital-trabalho; e produtividade do trabalho causa o uso de energia. Essa dimensão causal deve-se às características comuns desse subgrupo, capturadas no teste de causalidade homogênea. A ênfase de causalidade mútua poderia indicar um efeito *feedback*. As emissões seriam explicadas pela escala de produção e pela composição técnica, em um processo contínuo retroalimentado pelo uso crescente de insumos intensivos em poluição. A causalidade heterogênea, no entanto, não confirma esse prognóstico, já que a variável ambiental não causa as econômicas.

Ademais, não há causalidade heterogênea: das emissões de CO₂ para a produtividade do trabalho na amostra completa; de emissões à razão capital-trabalho no subgrupo sem produtores de petróleo; de emissões ao uso de energia e à produtividade do trabalho; de relação capital-trabalho às emissões; e de uso de energia à produtividade do trabalho e à relação capital/trabalho no subgrupo América, África e economias desenvolvidas. Por fim, conclui-se que a evidência de causalidade bidirecional existe, porém não é possível afirmar que ela ocorra no mesmo país, mas em apenas um subgrupo de países. Logo, a interpretação de causalidade circular cumulativa não deve ser extrapolada, podendo subsistir eventualmente.

3 CRESCIMENTO ECONÔMICO E MEIO AMBIENTE: UMA ABORDAGEM NÃO-PARAMÉTRICA E SEMIPARAMÉTRICA DO MODELO DE SOLOW VERDE

3.1 INTRODUÇÃO

Os níveis de poluição e as mudanças climáticas têm despertado o interesse da sociedade para as relações entre crescimento econômico e meio ambiente. Nessa perspectiva, o modelo de Solow verde, desenvolvido por Brock e Taylor (2010), sugere que as economias poderiam seguir uma trajetória de crescimento equilibrado ao mesmo tempo que abatem parte da poluição gerada pela atividade econômica. Forças conjuntas associadas às hipóteses de rendimentos marginais decrescentes (RMD) e crescimento sustentável conduzem as economias por uma trajetória à la curva de Kuznets ambiental (CKA) e à convergência em emissões *per capita*.

De acordo com o modelo de Solow verde os rendimentos marginais decrescentes e o progresso tecnológico geram naturalmente a CKA. O formato da curva *U*- invertido resulta da convergência entre emissões *per capita* e crescimento sustentável. O modelo prevê três cenários: emissões líquidas positivas em economias com baixo estoque de capital, negativas para economias com alto estoque de capital e situações em que as emissões líquidas crescem infinitamente. A previsão otimista do modelo é a de que não só os países em desenvolvimento não teriam sua trajetória de desenvolvimento limitada, como também o crescimento econômico acaba resolvendo o problema, ou seja, no início a poluição cresce com o crescimento da renda, mas depois é o próprio crescimento que gera a renda necessária para o abatimento da poluição.

Embora a literatura da CKA ocupe um espaço relevante de pesquisa empírica, nota-se ambiguidade de resultados. Uma crítica importante a essa literatura levantada por Arrow *et al.* (1995). A CKA estimada com alguns poluentes cogitou que a preservação ambiental é mais suscetível quando a renda cresce, mas isso não significa que o crescimento melhore o meio ambiente, que os efeitos ambientais sejam ignorados, nem que a ecologia suporta o crescimento econômico. Stern (2014) conclui que não há evidência robusta para respaldar a ideia de crescimento equilibrado para os níveis de renda e poluição, enquanto em alguns países a poluição diminuiu, em outros aumentaram, tornando-se frágeis os meios para tais mudanças.

Por outro lado, Brock e Taylor (2010), argumentam que se deve incorporar à CKA novos métodos de estimação para capturar as características específicas dos países e os níveis iniciais de renda em relação degradação ambiental. O modelo aponta equívocos peculiares à amostra de dados heterogêneos e nos procedimentos de estimação da CKA. Eles propõem um método de análise ancorado na teoria, em que os retornos marginais decrescentes do capital e o

progresso tecnológico interagem produzindo o perfil da CKA. Assim, o objetivo deste capítulo consiste em submeter a uma análise empírica o modelo de Solow verde em alguns dos seus aspectos relevantes, sobretudo, se ocupa em focar os rendimentos marginais decrescentes do capital, a Curva Kuznets ambiental e a convergência em emissões *per capita* entre os países.

Conforme o modelo, mesmo na ausência de política ambiental são os rendimentos marginais decrescentes, junto com a hipótese de crescimento sustentável, que faz com que haja uma inflexão na curva de Kuznets ambiental. Logo, o próprio crescimento no longo prazo, se encarregaria de resolver o problema ambiental, a implicação disso é o formato *U* invertido da CKA. A investigação torna-se pertinente, uma vez que contribui para elucidar a aderência do modelo à recente experiência de crescimento das economias. Para responder aos três problemas de pesquisa, utiliza-se de métodos não paramétricos e semiparamétricos que estima funções de regressão e curvas suavizadas. Esse método permite a flexibilização do tratamento de problemas econômicos em contextos que envolvem relações não lineares. A técnica possibilita testar o formato das curvas de RMD do capital, a CKA e a convergência em emissões.

Este estudo distingue-se da literatura preexistente pela centralidade em investigar empiricamente a aderência do modelo de Solow verde no contexto da relação entre crescimento econômico e meio ambiente, não explorada suficientemente conforme advoga a teoria do modelo. Ademais, estimamos a CKA para os três principais gases causadores do efeito estufa: dióxido de carbono (CO₂), óxido nitroso (N₂O) e o gás metano (CH₄). Outra inovação relevante da abordagem não paramétrica e semiparamétrica é que ela permite testar a curva de Kuznets ambiental e a convergência em emissões *per capita* conjuntamente, com análise dos efeitos marginais do estoque de capital por trabalhador sobre o nível de emissões.

A estimativa não paramétrica ocorre na vizinhança de cada ponto x_0 , dada a escolha da função *Kernel*, o parâmetro suavizador h , o grau da polinomial e a normalidade do erro. O método proposto por Rosenblatt (1956) e Parzen (1962), leva em conta critérios de minimização do erro e, por isso, a função Epanechnikov (1969) é considerada eficiente no sentido de que minimiza o erro do modelo. Estima-se regressão local aplicando procedimentos de suavização com as funções *loess*, *lowes* e ajustamento por *splines*, considerados estimadores de baixa suavidade (GREEN; SIVERMAN, 1994; EFROMOVICH, 1999). Além desta introdução, o capítulo está dividido como segue: a seção 2 apresenta a base teórica do modelo de Solow verde. Dados e métodos são analisadas na seção 3. Na seção 4, realizam-se as estimativas de regressão não paramétrica e semiparamétrica, com a discussão dos resultados. Por fim, na seção 5, tecem-se as principais conclusões e sugestões de pesquisas.

3.2 O MODELO DE SOLOW VERDE

Os recursos naturais e a poluição ambiental constituem as duas principais preocupações da literatura de crescimento e meio ambiente. O modelo de Solow verde focaliza a segunda questão com o intuito de responder se a humanidade escaparia dos limites do crescimento e ingressaria em uma trajetória de crescimento sustentável. Argumenta que a poluição surge da produção conjunta com o Produto Interno Bruto (PIB) e que a escala de produção, a composição setorial e a técnica produtiva são os três canais do fluxo de emissões. Quando a economia especializa-se em atividades menos poluidoras torna-se menos dependente de recursos naturais, altera-se a composição da renda e o meio ambiente melhora (BROCK; TAYLOR, 2010).

No longo prazo, a taxa de crescimento das emissões tenderia a zero e a economia seguiria uma trajetória de crescimento equilibrado. Isso ocorreria pelo emprego de insumos limpos, aumento de abatimento e progresso tecnológico, ou por uma combinação de ambos, resultado relevante para os processos de crescimento econômico e meio ambiente e o caminho para a transição no curto e longo prazos. Nas últimas décadas, melhorias ambientais nos países desenvolvidos, baixo custo de abatimento e piora do meio ambiente em países com baixos níveis de relação capital-trabalho apontam perspectivas para o crescimento sustentável.

A estrutura de redução do nível de emissões dependerá de progresso tecnológico para impulsionar o efeito técnico na produção de bens, alterações na composição setorial e inovações capazes de reduzir os custos de abatimento. Processos de inovações por aprendizagem (*learning by doing*) podem criar oportunidades de crescimento equilibrado, controlando, de um lado, a qualidade ambiental e, de outro, fornecendo conhecimento para o desenvolvimento tecnológico. O modelo de Solow verde prevê a CKA e a convergência de emissões *per capita* entre os países, resultantes das forças de retornos marginais decrescentes do capital e da tecnologia. Assume que o progresso técnico na produção do PIB é exógeno e o esforço de abatimento das emissões leva ao crescimento econômico contínuo e à qualidade ambiental. Como no modelo de Solow com taxa de poupança fixa e o esforço de abatimento constante, é possível identificar as forças dos retornos marginais decrescentes e do progresso técnico no formato da CKA.

Logo, a intensidade de abatimento afeta o tempo em que as emissões atingem o pico. O modelo de Solow verde apresenta uma estrutura semelhante ao modelo de Solow com taxa de poupança fixa, tecnologia e retornos constantes à escala, produto dado em termos de capital e trabalho efetivos e função de produção côncava. A tecnologia cresce à taxa g_B e a poupança s , determina a acumulação de capital sujeito à depreciação δ , conforme a equação (11 a 14), tal que, B corresponde à tecnologia aumentadora de trabalho e n ao crescimento populacional.

$$Y_t = F(K, BL) = K^\alpha (BL)^{1-\alpha}, \quad (11)$$

Onde:

$$\dot{K} = sY - \delta K, \quad (12)$$

$$\dot{L} = nL, \quad (13)$$

$$\dot{B} = g_B B. \quad (14)$$

A poluição ambiental pressupõe que as emissões são produzidas conjuntamente com o PIB. Uma unidade de produção F , produz simultaneamente unidade Ω de emissões, mas, à medida que são reduzidas, quantidades menores serão emitidas. Isso ocorre devido aos retornos constantes de escala, podendo a redução das emissões ser definida como função do produto total e do esforço empreendido em atividades de abatimento, F^A , o que torna essa função crescente e côncava.

A extensão do modelo é descrita nas equações (15 a 16), em que (15) expressa a linearidade homogênea para A e θ em (19) a fração da atividade de abatimento. Logo, uma vez que o nível de abatimento reduza ΩA unidades de poluição, parte das emissões geradas são removidas e eliminadas do total de emissões criadas.

$$E = \Omega F - \Omega A(F, F^A), \quad (15)$$

$$E = \Omega F \left[1 - A \left(1, \frac{F^A}{F} \right) \right], \quad (16)$$

$$E = \Omega F \alpha(\theta), \quad (17)$$

$$\alpha(\theta) \equiv [1 - A(1, F^A/F)], \quad (18)$$

$$\theta = F^A/F. \quad (19)$$

A forma intensiva da função de produção de abatimento e a suposição de concavidade, satisfeitas pelas condições $\alpha(0) = 1$, $\alpha'(\theta) < 0$ e $\alpha''(\theta) > 0$, indicam que as emissões diminuem à taxa decrescente. A hipótese de redução implica que uma fração do produto disponível para consumo ou investimento destina-se às atividades de limpeza ou de abatimento, sendo o produto expresso por: $Y = (1 - \theta)F$. De forma semelhante ao modelo de Solow com progresso técnico exógeno Harrod-neutro crescente à taxa g_B , a tecnologia exógena de abatimento das emissões em unidades Ω cresce à taxa $g_A > 0$. Assim, as equações (20 a 21) descrevem as funções intensivas do produto, capital e emissões.

$$y = f(k)[1 - \theta], \quad (20)$$

$$\dot{k} = sf(k) - (\delta + n + g_B), \quad (21)$$

$$e = f(k)\Omega\alpha(\theta), \quad (22)$$

Em que:

$$y = Y/BL, \quad (23)$$

$$k = K/BL, \quad (24)$$

$$e = E/BL, \quad (25)$$

$$f(k) = F(k, 1). \quad (26)$$

Portanto, supondo tecnologia exógena tanto de produção como redutora das emissões, poupança e abatimento constantes, o modelo teórico de Solow verde prevê que as economias poderiam crescer continuamente, melhorando o meio ambiente. O pressuposto de abatimento constate das emissões oportuniza identificar como os rendimentos marginais decrescentes e o progresso tecnológico participam na formação da CKA, assim como perceber de que forma eventuais alterações nas atividades de abatimento forçadas por regulação ambiental influenciam o limiar das emissões.

Essas premissas suscitam duas questões a respeito do modelo de Solow verde: o que acontece no estado estacionário e fora dele? Discorre-se a seguir sobre a primeira questão. Como no modelo de Solow supõe-se que prevaleça para F a condição de Inada e, em vista disso, a fração de abatimento (θ) é constante e $k(0) > 0$, a economia converge para o estado estacionário k^* . Consequentemente, as taxas de crescimento do produto, capital e consumo equiparam-se às taxas de crescimento do progresso tecnológico e populacional ($g_B + n$). Em termos *per capita*, ambas crescem à taxa g_B , formalmente expressa por $g_y = g_k = g_c = g_B > 0$. Nota-se que o equilíbrio depende de g_B e a piora da qualidade ambiental afeta a trajetória de crescimento equilibrado. Não obstante, se k em (20) caminha para o estado estacionário k^* , o crescimento das emissões g_E ao longo dessa trajetória pode ser enunciado por (27).

$$g_E = g_B + n - g_A. \quad (27)$$

A equação (27) traz dois fatos relevantes à análise do crescimento equilibrado. O primeiro indicado por $g_B + n$ mostra que o crescimento das emissões no estado estacionário depende do efeito escala; o segundo, expresso por g_A , designa o efeito técnica gerado pelo progresso tecnológico de abatimento das emissões. A tecnologia de abatimento das emissões

excede os efeitos escala de crescimento da produção agregada e da população, tal que $g_B > 0$ e $g_A > g_B + n$, ou seja, o modelo assume crescimento sustentável.

Quanto à segunda questão referente ao que acontece fora do estado estacionário, o modelo de Solow verde fornece uma estrutura analítica acerca das relações entre emissões e níveis de renda, excluindo os efeitos de composição, política ambiental e conflitos de geração. Mesmo que a intensidade de abatimento permaneça constante, a trajetória de equilíbrio para os níveis de renda e emissões é consistente com a curva de Kuznets ambiental (CKA).

Para exposição desse resultado, retoma-se à função de produção Cobb-Douglas em unidades intensivas fornecida pela equação (28), com retornos constantes de escala para o capital, em que $0 < \alpha < 1$. Usando as equações (22) e (27), e diferenciando-as em relação ao tempo, obtém-se o crescimento das emissões pela equação (29) e a equação de acumulação de capital por trabalhador efetivo em (29).

$$y = k^\alpha, \quad (28)$$

$$E = B.L.k^\alpha \Omega\alpha(\theta),$$

$$\frac{dE}{E} \equiv \hat{E} = g_B + n - g_A + \alpha \frac{\dot{k}}{k},$$

$$\hat{E} = g_E + \alpha \frac{\dot{k}}{k}, \quad (29)$$

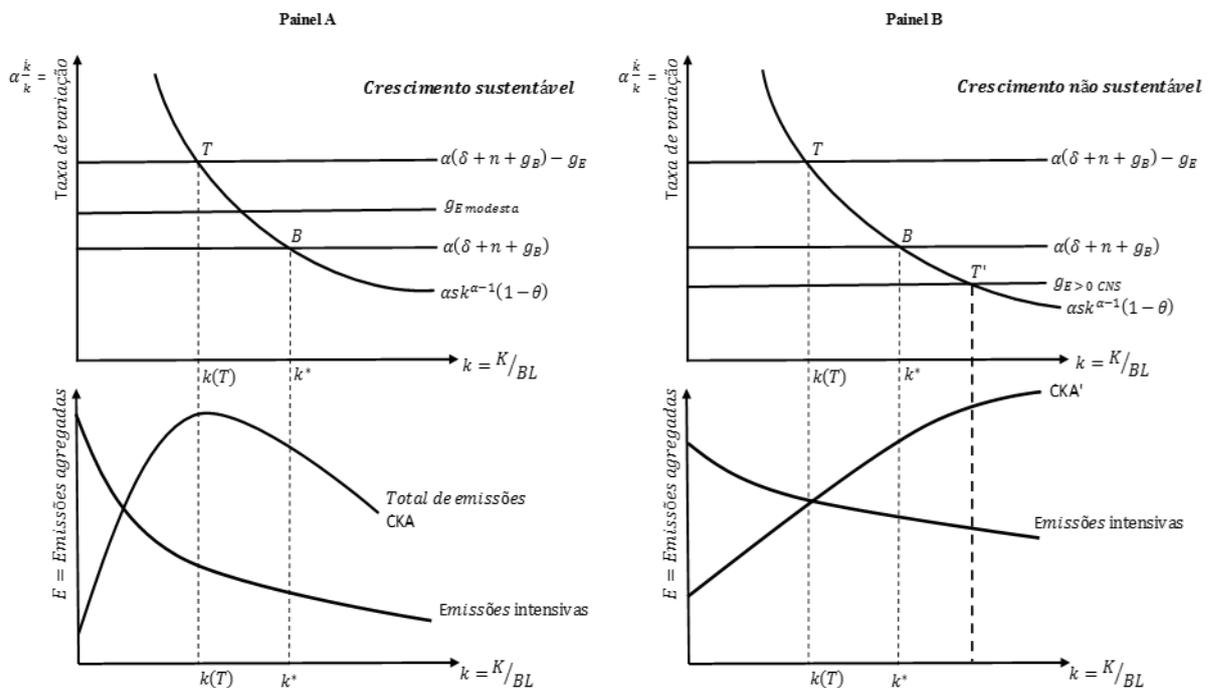
$$\frac{dk}{dt} = sk^\alpha(1 - \theta) - (\delta + n + g_B)k,$$

$$\frac{\dot{k}}{k} \equiv \hat{k} = sk^{\alpha-1}(1 - \theta) - (\delta + n + g_B). \quad (30)$$

De posse das equações (29) e (30), ilustramos as relações da acumulação de capital e as emissões agregadas na Figura 3. A dinâmica de longo prazo é mostrada em dois painéis simultâneos. A taxa de variação do capital ($\alpha \dot{k}/k$) e o capital por trabalhador efetivo k são vistos nos eixos vertical e horizontal do painel superior. Como anteriormente, mantém-se a hipótese de crescimento sustentável. A declividade negativa da curva $\alpha sk^{\alpha-1}(1 - \theta)$ sinaliza alterações nas taxas de poupança s , iniciando em um ponto mais alto e declinando à medida que k se aproxima do estado estacionário k^* , indicando que intercepta as linhas $\alpha(\delta + n + g_B)$ e $\alpha(\delta + n + g_B) - g_E$, plotada mais acima para capturar o efeito técnica e o nível de abatimento das emissões (pontos B e T).

Também é perceptível que sendo g_E uma constante, o crescimento das emissões e o capital por trabalhador em (21) e (22) são idênticos. Portanto, a taxa de crescimento das emissões \dot{E}/E segue a distância entre a curva de acumulação de capital $\alpha sk^{\alpha-1}(1-\theta)$ e a altura da linha $\alpha(\delta+n+g_B) - g_E$. Nota-se que crescem do percurso mais infinito à esquerda de T , porém, tendo crescimento sustentável $g_E < 0$, as emissões atingem o pico e param de crescer em T . Nesse ponto, a taxa de crescimento das emissões é zero e decresce no movimento da economia de $k(T)$ para o estado estacionário k^* , pontos T à B no painel superior. Essa dinâmica ilustrada no painel inferior da Figura 3 configura o padrão da CKA.

Figura 3 – Diagrama de Representação do Modelo de *Solow Verde*



Fonte: Adaptada de Brock e Taylor (2010).

Coerente com as suposições do modelo, a Figura 3 revela que a trajetória em direção ao crescimento sustentável e o tempo em que as emissões alcançam o pico depende da distância que as economias estão entre $k(0)$ e $k(T)$. É esperado, portanto, que em países emergentes o baixo estoque de capital leve à piora do meio ambiente nos primeiros estágios do desenvolvimento, mas, ao passo que a economia caminha em direção ao ponto T , as emissões diminuem e o meio ambiente melhora. Em economias desenvolvidas detentoras de maior estoque de capital as emissões caem lentamente, existindo provavelmente diferentes posições à direita de T . Taxas g_E modestas os pontos T e B são próximos e as emissões levam mais tempo

para atingir o pico no estado estacionário. Contudo, mesmo no estado estacionário, se o crescimento é não sustentável, as emissões podem crescer infinitamente, situação retratada em T' à direita de B na Figura 3 – painel B.

Note-se que na parte superior da Figura 3 (*painel A*), o crescimento é sustentável e o formato da CKA na parte inferior decorre do fato de as forças de rendimentos marginais serem decrescentes e do progresso tecnológico. Neste percurso, as emissões são crescentes, pois $k(T) > k(0)$ para todo T e o tempo de virada das emissões depende de quão distante $k(0)$ está de $k(T)$, portanto, do estoque de capital das economias. No percurso à direita de T , as taxas de crescimento das emissões são negativas e estabilizam no estado estacionário, *ponto B* com alto de estoque de capital por trabalhador efetivo, como ilustra a CKA na Figura 3 (*painel A*). Quando o crescimento é não sustentável (*painel B*), as economias supostamente estão abaixo do *ponto B* e o formato U invertido da CKA não se verifica. Nesse cenário, mesmo com elevado estoque de capital das economias, as emissões crescem para sempre.

A convergência em emissões *per capita* entre os países prevista no modelo de Solow verde deriva da hipótese de crescimento sustentável ($n + g_B < g_A$) e da existência da CKA. No longo prazo, as emissões atingem o máximo, decrescem até o estado estacionário e permanecem constantes. Assim, convergência implica maiores taxas de crescimento das emissões no período inicial e menores no final, o que equivale a menor capital inicial por trabalhador efetivo. O nível de emissões *per capita* cresce concomitante às emissões agregadas e diminui com o aumento de capital por trabalhador efetivo k^* . O modelo encontra evidência de convergência absoluta em economias com níveis de poupança, capital e tecnologia idênticos e convergência condicional para economias em que esses parâmetros são heterogêneos.

Apresentada a base teórica do modelo de Solow verde, mencionamos o formato esperado das curvas de rendimentos marginais decrescentes e a CKA, objeto de estudo da presente pesquisa. Retorno marginal decrescente implica correlação negativa da taxa de lucro v com a relação capital-trabalho k e positiva com a função de produção x . De forma semelhante, o nível de emissões agregadas e a relação capital-trabalho k produzem o formato U invertido da CKA. As emissões crescem juntamente com alterações na relação capital-trabalho, atingem o pico e decrescem quando a economia aproxima-se do estado estacionário. Para estimar convergência seguimos a longa especificação do modelo. Essa proposição enuncia que nos períodos de referências (t) e $(t - 1)$ as emissões entre os países decrescem. Evidências de convergência absoluta ou condicional subsidiam a teoria do modelo de Solow verde.

Discussões no campo da literatura empírica, replicando a curva *U*-invertido da CKA, concluem que o tempo de virada das emissões retarda políticas ambientais, incrementos na renda afetam o nível de emissões e que as reduções se associam às atividades mais limpas como serviços e outras. O modelo de Solow verde contribui a abordagem da literatura empírica de crescimento econômico e meio ambiente testando a CKA e a convergência em emissões *per capita* entre os países. Os resultados empíricos subsidiam as previsões do modelo para as economias dos Estados Unidos e Europa, em que emissões intensivas, pico de emissões e custos de abatimento são compatíveis com essas economias. Dados de 1948 a 1998 para os Estados Unidos revelam que as intensidades para o dióxido de enxofre (SO₂), dióxido de nitrogênio (NO₂), partículas em suspensão (PM10), monóxido de carbono (CO), dióxido de carbono (CO₂) e compostos orgânicos voláteis (VOC), vem caindo já a partir de 1948, com taxas constantes e custo médio de redução menos de 1% do PIB (BROCK; TAYLOR, 2010).

Os autores ressaltam ainda que a intensidade de emissões nos países da Europa para os mesmos poluentes também diminui com taxas anualizadas de 4,5% e custo médio de abatimento de 1,3% do PIB. As emissões para esse conjunto de poluentes apresentam tendência de evolução, pico e queda. Embora o tempo de pico e queda difira para as emissões de dióxido de carbono (CO₂) e o dióxido de nitrogênio (NO₂), os resultados são consistentes com a proposição da CKA, exposta Figura 3. Em economias desenvolvidas, a intensidade de poluição decresce antes das emissões agregadas atingirem o pico independentemente da política ambiental.

Eles demonstram convergência a partir de uma amostra de 173 países, estruturada em 5 grupos, no período de 1960 a 1998. A primeira examinou convergência absoluta e a segunda convergência condicional, controlada pela taxa de crescimento populacional e investimento. A terceira amostra excluiu os produtores de petróleo (vinculados à OPEP), a quarta considerou países com população superior a um milhão de habitantes em 1960 e, a quinta, apenas países inclusos na *Penn World Table* (PWT), com dados de emissões *per capita*, taxa de crescimento populacional e investimento, as estimativas de convergência dos autores do modelo subsidiam a teoria.⁸ As variáveis condicionantes determinam as mudanças na taxa de crescimento das emissões, uma explicação para a velocidade de convergência em emissões entre os países.

Resultados de convergência em emissões *per capita* com base nessa estrutura teórica para a economia da chinesa também subsidiam o modelo de Solow verde. No estudo realizado para a China e regiões do Leste, Oeste e Central, Hao e Wei (2014), estimaram o tempo de virada e o pico das emissões de CO₂ e poluentes por tipo de energia utilizada, de 1995 a 2011.

⁸ Consultar apêndice Brock e Taylor (2004) para informações sobre a construção dos dados.

Aplicando o método generalizado dos momentos (GMM) às especificações do modelo de Solow verde, eles sustentam a convergência em emissões de CO₂ *per capita*. O ponto de virada ocorreria em 2047, totalizando 22,6 milhões de toneladas e 13,9 toneladas *per capita*.

O estudo aponta que a eficiência na taxa de progresso tecnológico de abatimento altera o cenário de referência, de tal modo que um decréscimo em gA de 37% provocaria um colapso no tempo de virada das emissões e um aumento de 10% reduziria em 6 anos o tempo de pico das emissões de CO₂ na China CO₂ e entre suas principais regiões. A presente pesquisa compõe este campo de investigação no âmbito da literatura empírica de crescimento econômico e meio ambiente, ocupando-se em verificar aderência para a hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital a CKA e a convergência em emissões *per capita*, utilizando métodos de não paramétricos e semiparamétricos para uma amostra de 85 economias.

3.3 DADOS E MÉTODOS

Nesta seção apresentam-se as variáveis, a amostra de países e a abordagem não paramétrica e semiparamétrica utilizada no estudo. Nossa estratégia empírica consiste em encontrar evidência que subsidie as hipóteses de rendimentos marginais decrescentes (RMD) do capital, a (CKA) e a convergência em emissões *per capita*. A hipótese subjacente aos rendimentos marginais decrescentes é a de que a taxa de retorno ou a taxa de lucro diminui à medida que aumenta a relação capital-trabalho, o que justifica o uso da taxa de lucro como proxy. Logo, usamos na pesquisa a taxa de lucro em percentual v , relação capital-trabalho k , produtividade do trabalho x , emissões de CO₂, óxido nitroso N₂O, metano CH₄, a taxa média de crescimento da força de trabalho (mnl) e a taxa de investimento (mix). Utilizamos como fonte de dados a *Extend Penn World Table* (EPWT 6.0) e a escolha da amostra levou em conta as informações disponíveis para 85 países no período de 1984 a 2014.

A estratégia emprega três modelos de regressão a cada objeto de análise: estimamos rendimentos marginais decrescentes do capital com taxa de lucro, a produtividade do trabalho e a relação capital-trabalho, aplicado regressão local e funções suavizadas (*loess*, *lowess* e *splines*) para cortes de dados nos anos de 1984 e 2014, a CKA para 1984, 1998 e 2014 com emissões de CO₂ e nos anos de 1984, 1998 e 2012 com emissões de N₂O e CH₄. Em seguida, estimamos modelos aditivos semiparamétricos, incluindo a taxa média de crescimento da força de trabalho, empregando a função GAM (*generalized additive model*).

As funções de regressão local e semiparamétricas são escritas na forma geral pela equação (31), com as variáveis proxy da taxa de lucro ($v_{nat2011}$) e relação capital-trabalho

($k_{nat2011}$), sendo a função polinomial correspondente dada por (32). O modelo aditivo semiparamétrico é escrito por (33), incluindo o logaritmo da taxa média de crescimento populacional (LNP_{pop}), proxy da taxa de depreciação efetiva. As funções (34) e (35) especificam as formas funcionais para a estimativa dos rendimentos marginais decrescentes do capital usando uma a função de produção ($x_{nat2011}$) e (36) o modelo aditivo semiparamétrico.

$$v_{nat2011} = m(k_{nat2011}) + \epsilon_i, \quad (31)$$

$$\begin{aligned} v_{nat2011} = & \beta_0 + \beta_1(k_{nat2011} - k_{nat2011_0}) \\ & + \beta_2(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^2 + \dots \\ & + b_p(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^p + e, \end{aligned} \quad (32)$$

$$v_{nat2011} = \beta_0 + m_1(k_{nat2011}) + LNP_{pop} + \epsilon, \quad (33)$$

$$x_{nat2011} = m(k_{nat2011}) + \epsilon_i, \quad (34)$$

$$\begin{aligned} x_{nat2011} = & \beta_0 + \beta_1(k_{nat2011} - k_{nat2011_0}) \\ & + \beta_2(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^2 + \dots \\ & + b_p(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^p + e, \end{aligned} \quad (35)$$

$$x_{nat2011} = \beta_0 + m_1(k_{nat2011}) + LNP_{pop} + \epsilon, \quad (36)$$

As estimativas da CKA referenciam-se na equação sugerida por Brock e Taylor (2010), que utilizam emissões agregadas de CO_2 e razão capital-trabalho. Aplicamos regressão não paramétrica nessa estrutura com os principais gases causadores do aquecimento global (CO_2 , N_2O e CH_4), em cortes de dados nos anos de 1984, 1998 e 2012 para as emissões de óxido nitroso (N_2O) e metano (CH_4); 1984, 1998 e 2014 para emissões de CO_2 . Incluímos 1998, tendo em vista o Protocolo de Kyoto, que estabeleceu redução do nível de emissões, visando isolar o efeito de política pública, não explorado pelo modelo. O conjunto de testes empregou as funções de regressão local (37 a 42) e ajustamento por suavizadores *splines*.

$$CO_2 = m(k_{nat2011}) + \epsilon_i, \quad (37)$$

$$\begin{aligned} CO_2 = & \beta_0 + \beta_1(k_{nat2011} - k_{nat2011_0}) + \beta_2(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^2 + \dots \\ & + b_p(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^p + e, \end{aligned} \quad (38)$$

$$N_2O = m(k_{nat2011}) + \epsilon_i, \quad (39)$$

$$\begin{aligned} N_2O = & \beta_0 + \beta_1(k_{nat2011} - k_{nat2011_0}) + \beta_2(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^2 + \dots \\ & + b_p(k_{nat2011} - k_{nat2011_0})^p + e, \end{aligned} \quad (40)$$

$$CH_4 = m(k_{nat2011}) + \epsilon_i, \quad (41)$$

$$CH4 = \beta_0 + \beta_1(knat2011 - knat2011_0) + \beta_2(knat2011 - knat2011_0)^2 + \dots + b_p(knat2011 - knat2011_0)^p + e. \quad (42)$$

Igualmente, fez-se uso de modelos semiparamétricos para análise de convergência em emissões *per capita*, seguindo a especificação do modelo, descrita pelas equações (43), (44) e (45). Para atingir esse objetivo, estruturamos dois cortes de dados: nos anos de 2012, para emissões de N₂O e CH₄, e no ano de 2014 para emissões de CO₂, acrescidas as taxas médias de investimento *ix* e de crescimento da força de trabalho *mnl* como variáveis de controle. A Tabela 15 apresenta as variáveis e a amostra de países selecionados.

$$CO2pc = \beta_0 + m_1(knat2011) + \beta_1(bCO2pc_{t-1}) + \beta_2(mix) + \beta_3(mnl) + \epsilon, \quad (43)$$

$$N2Opc = \beta_0 + m_1(knat2011) + \beta_1(N2Opc_{t-1}) + \beta_2(mix) + \beta_3(mnl) + \epsilon \quad (44)$$

$$CH4pc = \beta_0 + m_1(knat2011) + \beta_1(CH4pc_{t-1}) + \beta_2(mix) + \beta_3(mnl) + \epsilon \quad (45)$$

Tabela 15 – Variáveis e amostra de países para os cortes de dados em 1984, 2012 e 2014

Variáveis	Países Selecionados
<i>k</i> , relação capital/trabalho	Argentina, Austrália, Áustria, Burundi, Bélgica, Benin, Burkina Faso, Bolívia, Brasil, Barbados, Canadá, Suíça, Chile, China, Costa do Marfim, Camarões, Colômbia, Costa Rica, Chipre, Dinamarca, República Dominicana, Equador, Egito Espanha, Finlândia, Fiji, França, Gabão, Reino Unido, Guiné, Grécia, Guatemala, Hong Kong, Honduras, Indonésia, Índia, Irlanda, Irã, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Jordânia, Japão, Quênia, República da Coreia, Sri Lanka, Luxemburgo, Marrocos, México, Malta, Moçambique, Mauritânia, Maurício, Malásia, Níger, Nigéria, Nicarágua, Holanda, Noruega, Nova Zelândia, Panamá, Peru, Filipinas, Portugal, Paraguai, Romênia, Ruanda, Senegal, Cingapura, Serra Leoa, Suécia, Chade, Togo, Tailândia, Trinidad e Tobago, Tunísia, Turquia, Taiwan, Tanzânia, Uruguai, Estados Unidos, Venezuela, África do Sul, Zimbábue.
<i>v</i> , taxa de lucro bruta	
<i>x</i> , produtividade do trabalho	
<i>b</i> , emissões de CO ₂ <i>per capita</i>	
<i>B</i> , emissões de CO ₂	
<i>CH₄</i> , metano	
<i>N₂O</i> , óxido nitroso	
<i>Pop</i> , população	
<i>ix</i> , taxa de investimento	

Fonte: O autor (2019) com EPWT (6.0).

3.3.1 Regressão Semi e não-paramétrica

Regressão local configura um método não paramétrico de estimação de funções de densidade, curvas e superfícies, utilizando técnicas de suavização para a análise de fenômenos não lineares. Desenvolvidos na década de 70 e impulsionados pelas novas tecnologias de

informação, os modelos não paramétricos tornaram-se úteis pela flexibilidade no tratamento de problemas econômicos em contextos que envolvem relações não paramétricas, tendo, portanto, vantagem comparativa em termos da abordagem paramétrica, a qual possui estrutura rígida e restrições para ajuste dos modelos de regressão em circunstâncias de não linearidade. Em modelos paramétricos, ainda que não se conheçam as informações e o comportamento dos dados, assume-se uma forma funcional linear especificada antecipadamente e transformada a posteriori em modelos aditivos para estimar os parâmetros.

Alternativamente, em modelos não paramétricos não se estimam os parâmetros, mas a função de regressão, a partir dos dados existentes, sem a exigência de especificação predefinida. Nas últimas décadas, a difusão de softwares estatísticos computacionais expandiu o uso dessa técnica amplamente aplicada à pesquisa empírica. Encontram-se na literatura inúmeros modelos não paramétricos relacionando o comportamento de uma variável dependente com base em uma ou mais variáveis explicativas. Friedman e Stuetzle (1981) destacam os métodos de suavização (*smoothing*) e os que lidam com o problema da dimensionalidade (*curse of dimensionality*).

Em modelos multivariados, o acréscimo de variáveis requer grandes amostras para a convergência dos estimadores. Ademais, com regressões acima de três dimensões não se pode gerar uma superfície. Assim, técnicas que reduzem a estrutura dimensional, como os modelos aditivos semiparamétricos sugeridos por Hastie e Tibshirani (1990) e Wood (2000), são necessárias. As equações (46) e (47) descrevem o modelo de regressão local simples. A variável dependente y é explicada por X e o termo de erro assume distribuição normal, média zero e variância constante, $\epsilon_i \sim NID(0, \sigma^2)$.

$$y = m(X_i) + \epsilon_i \quad (46)$$

$$m(X_0) = \frac{\sum_{i=1}^n K_h(X_i - X_0) y_i}{\sum_{i=1}^n K_h(X_i - X_0)} \quad (47)$$

Estima-se a função $m(X)$ de modo direto pela média ponderada de X e X_0 , dada a função núcleo (*kernel*) e o parâmetro de suavização h , que pondera os pontos nas proximidades de X_0 , assumindo m como uma função suave e contínua (NASON; SILVERMAN, 2000). Dentre os métodos para estimação de regressão não paramétrica, destacam-se a função polinomial escrita por (40), técnicas de ajustamento por *splines* e modelos semiparamétricos.

A equação (48) descreve o modelo simples, em que x_0 é o ponto de ajustamento da curva de regressão, β_0 a constante quando o ponto de vizinhança for igual a x_0 e β_1 a declividade delimitada dentro da banda. A curva de regressão local é obtida pela função

tricúbica em (49), sendo $z = (x - x_0)/h$. A abrangência dos dados inseridos na banda depende da escolha do parâmetro h , o qual determina o número de observações na vizinha de x_0 , denominado *span* responsável pela suavidade da curva de regressão local.

$$y = \beta_0 + \beta_1(x - x_0) + \beta_2(x - x_0)^2 + \dots + b_p(x - x_0)^p + e \quad (48)$$

$$W(z) = \begin{cases} (1 - |z|^3)^3 & \text{para } |z| < 1 \\ 0 & \text{para } |z| \geq 1 \end{cases} \quad (49)$$

Se h for muito alto, a quantidade de observações dentro da banda aumenta e a curva torna-se mais suave. O mesmo ocorre com a função polinomial, pois, quanto maior a ordem, mais suave será a curva de regressão. Assim, o parâmetro h e a ordem p da função de regressão polinomial sofrem ajustes simultâneos para alcançar a suavidade adequada. Por fim, os valores ajustados das regressões geradas a partir de um conjunto de dados dentro da banda ligam-se para formar a curva de regressão local não paramétrica (FOX; WEISBERG, 2011).

De maneira idêntica, a regressão múltipla não paramétrica expressa em (50) define primeiramente o valor de x_0 e a respectiva vizinhança multivariada $(x_{01}, x_{02}, \dots, x_{0k})$. Em seguida, calculam-se as distâncias euclidianas por intermédio das equações (51) e (52), em que x_i e x_{ij} são os vetores preditivos de i e j , \bar{x}_j a média do preditor j e s_j o desvio-padrão. Igualmente, obtém-se z_{ij} e z_{0j} pelos valores de x_i e x_{ij} , menos a média dos preditores, divididos pelo desvio-padrão de x_i e x_{ij} respectivamente com em (53).

$$y = f(\mathbf{X}) + \epsilon \quad (51)$$

$$D(X_i, X_0) = \sqrt{\sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (52)$$

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{s_j} \quad (53)$$

$$w_i = W\left[\frac{D(X_i, X_0)}{h}\right] \quad (54)$$

$$y = \beta_0 + \beta_1(x_1 - x_{01}) + \beta_2(x_2 - x_{02}) + \dots + \beta_k(x_k - x_{0k}) + e \quad (55)$$

Similarmente ao caso de regressão simples, os pesos no modelo multivariado são obtidos de forma ordenada usando (54), em que h representa a metade da largura da banda x_i e x_0 e (55) a função polinomial de regressão local ponderada. Cabe ressaltar que a significância

estatística dos modelos de regressão não paramétrica simples ocorre pela execução do *teste F* incremental e, em modelos multivariados, mediante representação gráfica da superfície de regressão ajustada ou, alternativamente, pelo exame do *teste F* parcial. Neste caso, verifica-se a significância estatística para cada um dos preditores.

Complementarmente aos métodos de estimação polinomial, técnicas de regressão local por ajustamento de *splines* são aplicadas em modelos simples quando a característica dos dados possui inclinação brusca e a soma dos quadrados dos resíduos pode ser minimizada por uma função contínua e diferenciável até segunda ordem como em (56). A primeira parte da equação corresponde à soma quadrática dos resíduos e a segunda à penalidade, dimensionada pelo tamanho do parâmetro h , que assume posição de destaque, requerendo defini-lo pelo número equivalente de parâmetros, escolhido visualmente ou por critérios formais pelos métodos *plug-in* e *cross-validation*, minimizadores do erro quadrático médio (FOX; WEISBERG, 2011).

$$SS(h) = \sum_{i=1}^n [y_i - m(x_i)]^2 + h \int_{x_{min}}^{x_{max}} [m''(x)]^2 dx \quad (56)$$

Contudo, tais procedimentos não se aplicam aos modelos múltiplos não paramétricos, sendo necessárias técnicas de *splines* generalizadas (GU, 2000). Nesse contexto, os métodos de regressão semiparamétricos, escritos por (57), constitui alternativa flexível para estimar relações multivariadas, combinando estrutura de dados lineares e não paramétricos, possibilitando, desse modo, especificar modelos aditivos quando abordagens puramente não paramétricas teriam pouca eficácia, como alta dimensionalidade e estimativa para conjunto de dados em que uma parte apresenta características próprias, mas a distribuição e a forma funcional são desconhecidas (RACINE, 2008).

$$y = \beta_0 + m_1(x_1) + m_2(x_2) + \dots + m_k(x_k) + \epsilon \quad (57)$$

A equação (57) formaliza o modelo de regressão semiparamétrica, em que m_1 e m_2 são funções parciais estimadas usando técnicas de suavização, como a função de regressão polinomial local simples ou técnicas de *splines*. No caso de ajustamento por *splines*, os graus de liberdade dos termos parciais e os parâmetros do modelo são obtidos minimizando a variância do erro pelo método (*cross-validation*) generalizado, que emprega o critério *mean integrated squared erro* (MISE) para escolha ótima da janela de suavização h .

3.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

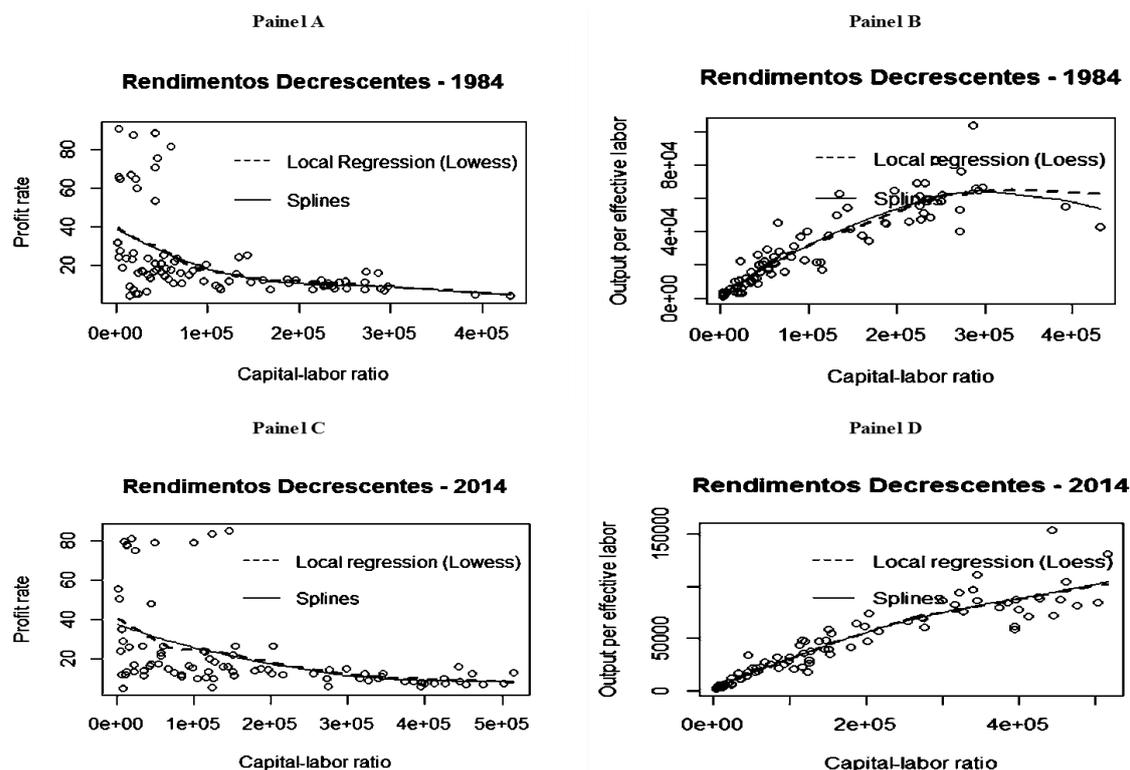
Iniciamos estimando a hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital para 85 economias em dois cortes de dados, nos anos de 1984 e 2014, usando separadamente funções suavizadas (*lowess*, *loess* e *splines*) para a relação capital-trabalho (k) e a taxa de lucro (v), repetindo o mesmo procedimento com a função de produção (x) e a relação capital-trabalho. Em seguida, especificamos modelos aditivos semiparamétricos incluindo a variável de controle, taxa de crescimento populacional, para examinar os efeitos marginais da razão capital-trabalho sobre a taxa de lucro.

Igualmente, adotou-se essa estratégia para a estimativa da CKA, com as variáveis capital por trabalhador, emissões de CO₂, N₂O e CH₄. Posteriormente, estimamos um modelo de convergência em emissões *per capita* com esses três poluentes, relação capital-trabalho, investimento médio por trabalhador (mix) e a taxa média de crescimento da força de trabalho (mnl), em 2012, para emissões de N₂O e CH₄ e, em 2014, para emissões de CO₂. A estimação dos modelos aditivos generalizados utiliza a função *GAM* (*generalized additive model*), sugerida por Hastie e Tibshirani (1990), e o pacote *mgcv* de Wood (2000).

3.4.1 Rendimentos marginais decrescentes do capital

Conforme o modelo de Solow verde, economias com baixo estoque de capital induzem investimentos pela expectativa de retorno crescente, contexto em que aumentam as emissões, piorando o meio ambiente, mas, quando o estoque de capital por trabalhador cresce, a força dos rendimentos decrescentes e o progresso tecnológico impõem-se, reduzindo o nível de emissões e melhorando o meio ambiente pelos efeitos escala e técnica. A Figura 4 identifica as curvas de regressão nos dois cortes de dados. Em 1984 (*painel A*), verifica-se a presença de *outliers*, concentração de economias com baixo estoque de capital e menor dispersão quando o capital por trabalho se eleva.

Figura 4 – Regressão local de rendimentos marginais decrescentes do capital estimados com a relação capital/trabalho, taxa de lucro e a função de produção – 1984 e 2014



Fonte: O autor (2019) a partir de saídas do RStudio.EPWT 6.0.

Apesar disso, as curvas de regressão (*lowess*) e *splines* subsidiam a hipótese do modelo verde de Solow de rendimentos marginais decrescentes (RMD) do capital. Em 2014 (*panel C*), a presença de *outliers* persiste, porém, a concentração de economias com baixo estoque de capital por trabalhador diminuiu, assim como aumentou o número de economias em torno das curvas de regressão, o que novamente subsidia hipótese de RMD do capital.

O teste com a função de produção para 1984, (*panel B*), indicou alta concentração de economias em que o estoque de capital por trabalhador é relativamente baixo, semelhante aos resultados com a taxa de lucro. Entretanto, praticamente inexistem *outliers*, além disso, nota-se que as economias comportam-se formando curvas de regressão compatível com a hipótese de RMD, ainda que a curva ajustada (*splines*) apresente-se mais plana. Não obstante, as estimativas para 2014, (*panel D*), mostram curvas de regressão menos côncavas, portanto, mesmo que as economias gravitam em torno das curvas de regressão, pode-se dizer que a relação enfraqueceu, ou seja, não é mais tão evidente a hipótese de RMD. Alternativamente, testamos o modelo semiparamétrico, controlado pela taxa de crescimento populacional (*LNP_{pop}*), especificada parametricamente como mostra a Tabela 16.

Tabela 16 – Regressão semiparamétrica de rendimentos marginais decrescentes do capital com a taxa de lucro, relação capital-trabalho e uma variável de controle – 1984 e 2014

1984					2014				
Link da função					Link da função				
Fórmula: $vnat2011 \sim s(knat2011) + LNPop$					Fórmula: $vnat2011 \sim s(knat2011) + LNPop$				
Coeficientes paramétricos					Coeficientes paramétricos				
		Erro-				Erro-			
	Estimativa	padrão	t valor	Pr(> t)		Estimativa	padrão	t valor	Pr(> t)
(Intercept)	60,748	20,938	2,901	0,004***	(Intercept)	63,861	21,481	2,97	0,003***
LNPop	-2,391	1,296	-1,844	0,068*	LNPop	-2,492	1,293	-1,92	0,057*
Significância aproximada dos termos suavizados					Significância aproximada dos termos suavizados				
	edf	Ref.df	F	p-value		edf	Ref.df	F	p-value
s(knat2011)	1,986	2,507	10,9	0,000***	s(knat2011)	1,538	1,9	12,23	0,000***
R ² . (adj) = 0,237. Desvio explicado = 26,4%					R-sq.(adj) = 0,228 Deviance explained = 25,1%				
GCV = 378,61, escala est. = 360,86, n = 85					GCV = 380,27, escala est. = 364,44, n = 85				

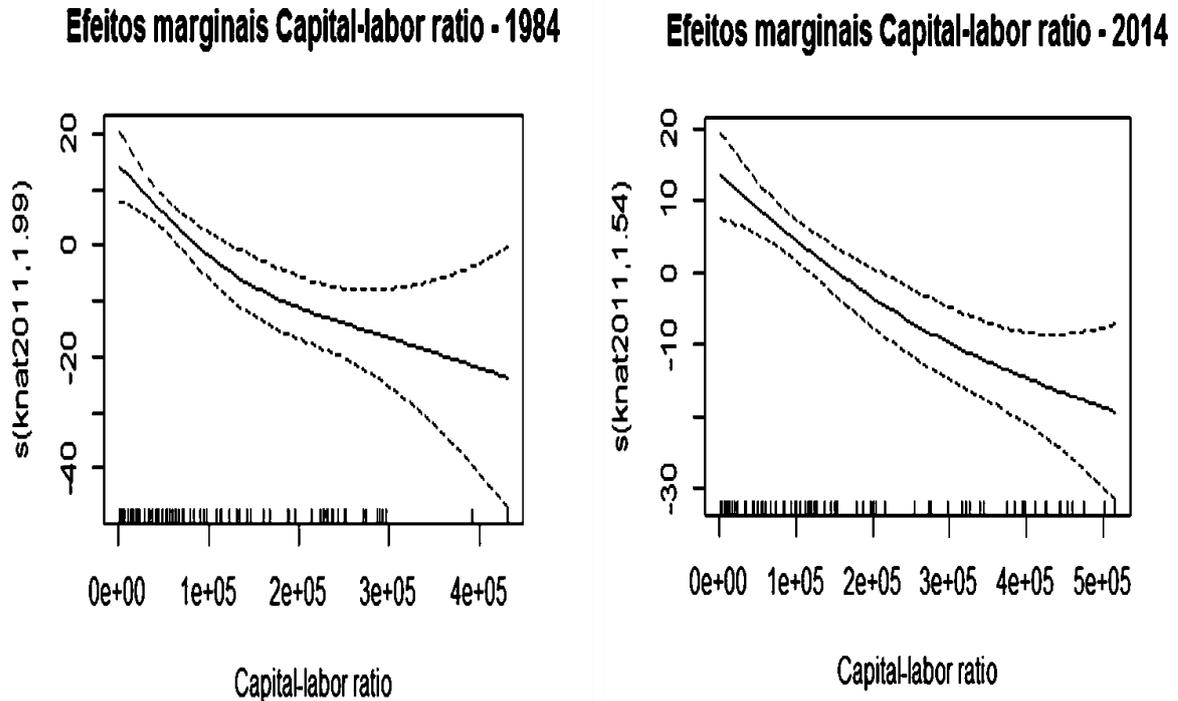
Fonte: O autor (2019) a partir de saídas do RStudio. EPWT 6.0.

Legenda: Signif. estatística 1%***; 5%**; 10%*. edf = equivalente graus de liberdade do termo não paramétrico. Ref.df = equivalente graus de liberdade do modelo.

Em ambas as regressões, (*vnat2011*) expressa a taxa de lucro, (*knat2011*) a relação capital-trabalho e (*LNPop*) o logaritmo da taxa de crescimento populacional, variável proxy da depreciação efetiva. As estimativas nos dois cortes revelam significância estatística ao nível de 1% e 10% para os dois coeficientes paramétricos (*intercept*) e (*LNPop*), respectivamente, e a 1% para o termo não paramétrico. Esses parâmetros, juntamente com o teste *F*, asseguram consistência estatística às regressões do modelo, subsidiando a hipótese de RMD do capital.

A Figura 5 traduz os efeitos marginais da relação capital-trabalho. Embora a dispersão de economias com baixo estoque de capital seja menor em 1984, ante 2014, a análise marginal sustenta os resultados das regressões anteriores estimadas com a taxa de lucro, pois, mantidas constantes as demais variáveis, o impacto da relação capital-trabalho sobre o estoque de capital é decrescente, configurando, portanto, mais um indício que subsidia à hipótese de (RMD) do capital. Contudo, as regressões semiparamétricas estimadas com a função de produção diferem substancialmente nos anos de 1984 e 2014.

Figura 5 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho estimados com a taxa de lucro e crescimento populacional para os anos de 1984 e 2014



Fonte: O autor (2019) a partir de saídas do RStudio. EPWT 6.0.

Nos indicadores da Tabela 17 o termo paramétrico perdeu significância estatística e o parâmetro populacional (*LNP_{Pop}*), definido como variável proxy de controle, não é significativo estatisticamente, isso nos diz que não podemos fazer qualquer inferência acerca da população em termos da função de produção. Por sua vez, o coeficiente não paramétrico que explica o efeito marginal do capital sobre a produtividade do trabalho, manteve significância estatística a 1%. Isso implica que as regressões semiparamétricas estimadas com a função de produção contestam a existência de rendimentos marginais decrescentes para os dois cortes de dados.

Tabela 17 – Regressão semiparamétrica de rendimentos marginais decrescentes do capital com a função de produção, relação capital-trabalho e uma variável de controle – 1984 e 2014

1984					2014				
Fórmula: $xnat2011 \sim s(knat2011) + LNPop$					Fórmula: $xnat2011 \sim s(knat2011) + LNPop$				
Coeficientes paramétricos					Coeficientes paramétricos				
	Estimativa	Erro-padrão	t valor	Pr(> t)		Estimativa	Erro-padrão	t valor	Pr(> t)
(Intercepto)	19.106,3	10.384	1,840	0,065*	(Intercepto)	39.714,4	14,007	2,835	0,005***
LNPop	686,7	643	1,068	0,289	LNPop	306,9	843,500	0,364	0,717

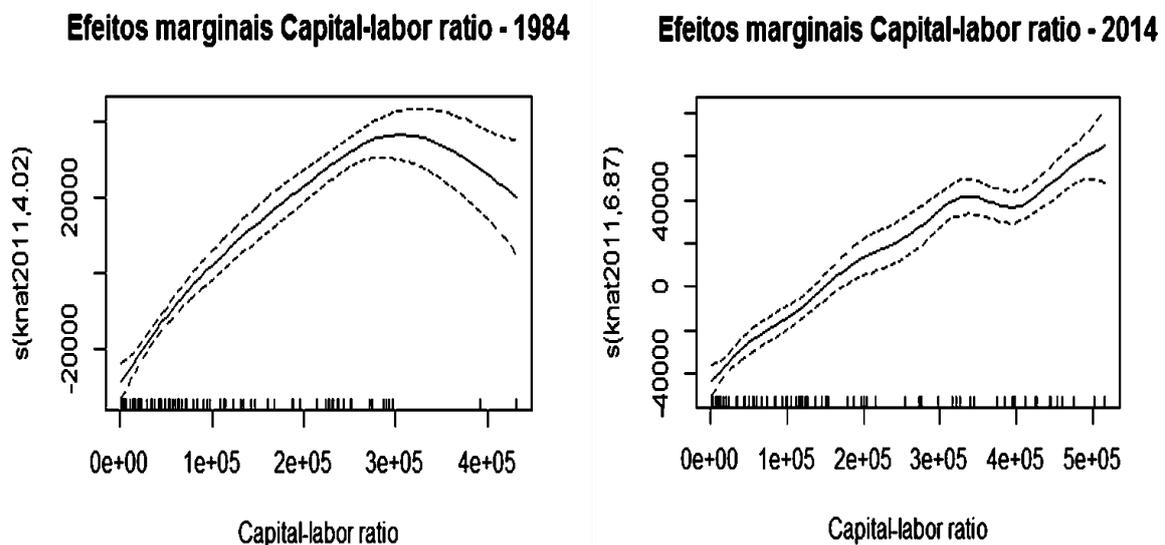
					continuação				
Significância aproximada dos termos suavizados					Significância aproximada dos termos suavizados				
	edf	Ref.df	F	p-value		edf	Ref.df	F	p-value
s(knat2011)	4,015	4,916	91,1	0,000 ***	s(knat2011)	6,874	7,984	74,96	0,000***
R ² . (adj) = 0,842. Desvio explicado = 85,2%					R ² . (adj) = 0,878. Desvio explicado = 88,9%				
GCV = 9.3292e+07 Scale est. = 8.669e+07 n = 85					GCV = 1,5912e+08 Scale est. = 1,4251e+08 n = 85				

Fonte: O autor (2019) a partir de saídas do RStudio. EPWT 6.0.

Legenda: Signif. estatística 1%***; 5%**; 10%*. edf = equivalente graus de liberdade do termo não paramétrico. Ref.df = equivalente graus de liberdade do modelo.

Quando se observam os efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre o estoque de capital gerados na Figura 6, a hipótese de RMD é enfraquecida com a função de produção para o corte de dados em 2014. Considerando as demais variáveis constantes, os efeitos marginais são crescentes, inclusive em economias com alto estoque de capital por trabalhador para os dois cortes de dados. Em 1984, a contribuição da relação capital-trabalho sobre o estoque de capital é positiva, há grande concentração de economias com baixo estoque de capital, mas, à medida em que aumenta a relação capital-trabalho, os efeitos marginais decrescem. Em 2014, porém, os efeitos marginais permaneceram crescentes para economias com níveis elevados de relação capital-trabalho, não havendo evidências que subsidiem a hipótese de RMD do capital com a função de produção para esse corte de dados.

Figura 6 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho estimados com a função de produção e a taxa de crescimento populacional para os anos de 1984 e 2014



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

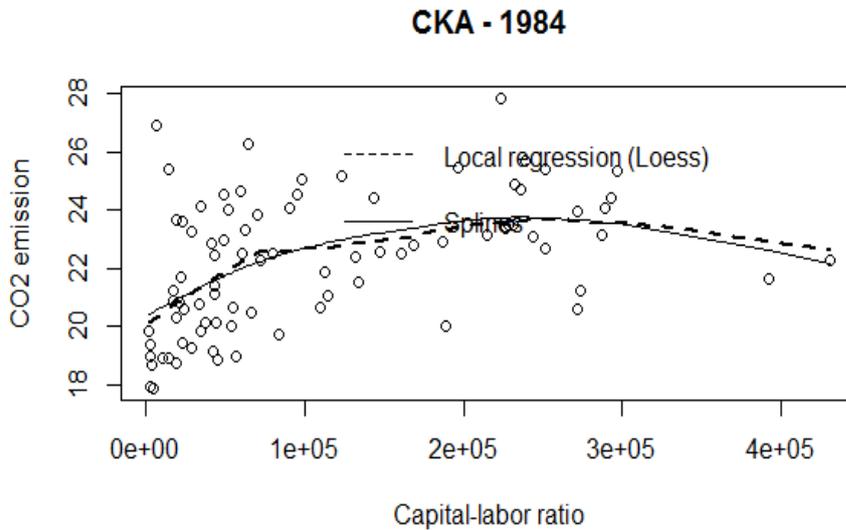
O modelo postula a hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital como uma força para a queda das emissões e a melhora do meio ambiente, e que para tanto, a curva de regressão estimada deve ser estritamente côncava, o que contrasta com os resultados obtidos. Entretanto, a interpretação desse resultado especificamente para o ano de 2014 não deve ser excedida: os cortes de dados coincidem com períodos de recessão e expansão da produtividade, incentivada por inovações e progresso tecnológico. Ademais, a heterogeneidade dos países e as características estruturais das economias podem ter afetado a expectativa de retorno do capital estimada com a função de produção, não capturadas pelas nossas especificações.

3.4.2 Curva de Kuznets Ambiental (CKA)

De acordo com o modelo de Solow verde, a curva de Kuznets ambiental no formato U invertido resulta de convergência em emissões e crescimento sustentável. No diagrama teórico do modelo (*ver Figura 3*), quando $k(T) > k(0)$, as emissões são positivas e decrescem até T , se $k(0) > k(T)$, as emissões são negativas. Em ambos os casos, o crescimento é sustentável; porém, se o crescimento é não sustentável, as emissões declinam, mas permanecem positivas no tempo. Nota-se, portanto, grande flexibilidade do modelo quanto à posição das economias na trajetória de crescimento equilibrado, podendo ser encontrada uma gama de resultados para a CKA, associados aos níveis de emissões à esquerda de T , entre T e B e abaixo de B . Esse último cenário, no entanto, caracteriza crescimento não sustentável (*ver Figura 3, painel B*). O método de estimação da CKA empregou as funções (*loess* e *splines*) para a variável dependente ($LNBCO2$) emissões de CO2 explicada pela relação capital-trabalho ($k_{nat2011}$). As curvas de regressão para os anos de 1984, 1998 e 2014 com emissões de CO2 são mostrados nos respectivos gráficos plotados nas Figuras 7, 8 e 9.

Na Figura 7, um grupo de economias aproxima-se das curvas de regressão, outro está abaixo, enquanto um outro grupo encontra-se acima da média, e algumas economias encontram-se afastadas da curva de regressão, demonstrando a presença de *outliers*. O modelo teórico prevê que economias com alto estoque de capital por trabalhador efetivo estariam à direita de T , em direção ao estado estacionário, e neste caso, as emissões decresceriam. A análise empírica, no entanto, apontou, para 1984, que, de fato, há evidência de emissões tendendo ao formato da CKA em economias com estoque de capital relativamente elevado próximas e abaixo da curva de regressão. Não obstante, subsiste um grupo de economias que possuem estoque de capital relativamente elevado, supostamente à direita de T , porém, com emissões positivas.

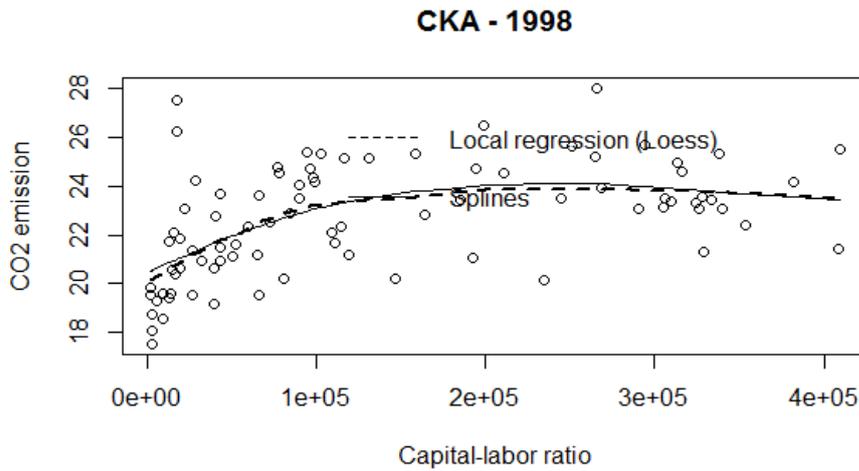
Figura 7 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental (1984)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

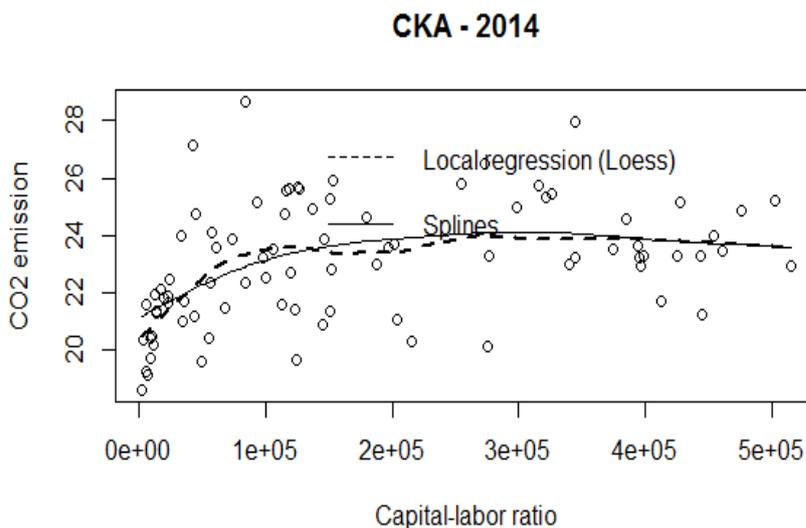
Na Figura 7, um grupo de economias aproxima-se das curvas de regressão, outro está abaixo, enquanto um outro grupo encontra-se acima da média, e algumas economias encontram-se afastadas da curva de regressão, demonstrando a presença de *outliers*. O modelo teórico prevê que economias com alto estoque de capital por trabalhador efetivo estariam à direita de T , em direção ao estado estacionário, e neste caso, as emissões decresceriam. A análise empírica, no entanto, apontou, para 1984, que, de fato, há evidência de emissões tendendo ao formato da CKA em economias com estoque de capital relativamente elevado próximas e abaixo da curva de regressão. Não obstante, subsiste um grupo de economias que possuem estoque de capital relativamente elevado, supostamente à direita de T , porém, com emissões positivas.

Portanto, em diferentes trajetórias de crescimento equilibrado e tempo de virada das emissões, ou seja, no caminho do estado estacionário, as emissões de CO_2 estariam crescendo, qualificando um cenário de crescimento não sustentável nessas economias, isso contudo não contradiz a previsão do modelo, o ajustamento não paramétrico para o conjunto de dados evidencia o formato padrão da CKA para 1984. As curvas de regressão para 1998, desenhadas na Figura 8, sinalizam um perfil menos acentuado da CKA ante 1984. A concentração de economias com baixo estoque de capital por trabalhador diminuiu, ao passo que aumentou a dispersão e o número de economias com alta relação capital-trabalho.

Figura 8 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental (1998)

Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

As emissões em economias com baixo estoque de capital são positivas, mas discrepantes com economias idênticas ao redor da curva de regressão. Já as economias de alta relação capital-trabalho localizam-se na vizinhança ou abaixo da curva de regressão, o que respalda a proposição de taxas de emissões negativas. Assim, mesmo com a presença de *outliers* para os dois tipos de economias, as estimativas das curvas de regressão subsidiam o formato da CKA prevista no modelo de Solow verde para o corte dado em 1998. Como era esperado, a dispersão das economias traça o perfil da CKA no ano de 2014. Como exposto na Figura 9, economias com baixo estoque de capital migraram para um novo patamar, reduzindo a concentração de economias aparentemente à esquerda de T , $k(T) > k(0)$ e aumentando no intervalo T para B na direção do estado estacionário (*ver modelo teórico – Figura 3*).

Figura 9 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental

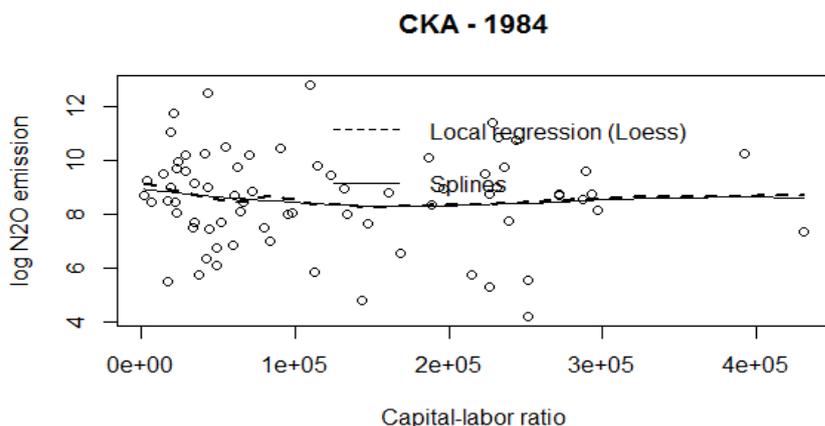
Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

Contudo, as discrepâncias em termos de relação capital-trabalho e níveis de emissões em economias com baixo e alto estoque de capital na vizinhança da curva de regressão, assim como as que se situavam acima da média e as *outliers* permaneceram, ou seja, um grupo de economias mantiveram seus rankings de poluição nos três cortes de dados, de maneira que o crescimento das economias com baixo estoque de capital implicará em piora do meio ambiente, mas nem todas as economias que alteraram o estoque de capital e economias com relação capital-trabalho mais elevada possuem taxas negativas de emissões.

Em 2014 houve notável mudança na distribuição das economias ao longo da curva de regressão. Elas estão relativamente mais dispersas nas extremidades da relação capital-trabalho, com valores até \$150.000 e de \$400.000 a \$500.000, porém, muito afastadas no intervalo de \$200.000 a \$350.000. Esta particularidade, não existente em 1984 e levemente presente em 1998, acentuou-se em 2014. Resultado relevante para o cenário de taxas negativas de emissões e o formato da CKA, pois nas extremidades da curva de regressão o nível de emissões é semelhante para diferentes aportes de relação capital-trabalho, com eventual estabilidade no crescimento das emissões de CO₂ em economias com relação capital-trabalho mais elevado, fato que pode estar associado à concavidade mais suave da CKA em 2014.

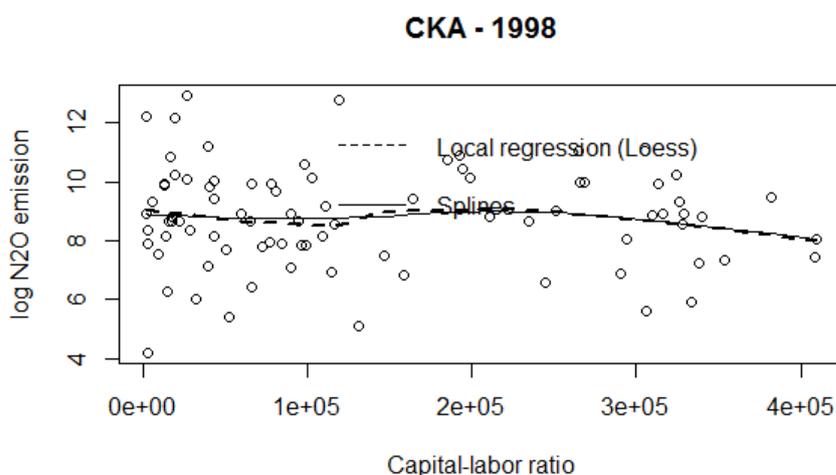
Estimativas da CKA para as emissões de óxido nitroso (N₂O), diverge dos resultados obtidos com emissões CO₂. Nos três cortes de dados, 1984, 1998 e 2012, inexistiu uma curva no formato *U* invertido padrão da CKA. As curvas de regressões são ilustradas nas Figuras 10, 11 e 11. A Figura 10 apresenta seis cenários para o conjunto das economias em 1984, referentes às emissões de óxido nitroso N₂O: (a) baixo estoque de capital e baixo nível de emissões, (b) baixo estoque de capital e alto nível de emissões, (c) médio estoque de capital e baixo nível de emissões, (d) médio estoque de capital e alto nível de emissões, (e) alto estoque de capital e médio nível de emissões, (f) economias *outliers* com alto potencial de poluição. Porém, a curva de regressão apresenta concavidade para cima e não o formato *U* invertido da CKA, não havendo, portanto, evidência da curva de Kuznets ambiental prevista no modelo de Solow verde para emissões de óxido nitroso (N₂O), o que gera incertezas quanto ao crescimento sustentável.

Figura 10 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N₂O)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

Figura 11 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N₂O)



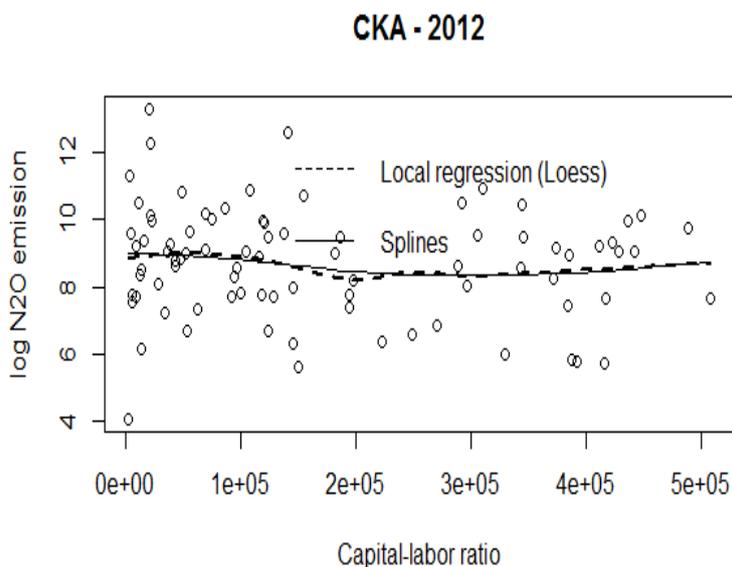
Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

Em 1998, o cenário para as emissões de N₂O alterou-se, relativamente ao ano de 1984, aumentando a dispersão e o número de economias com alto estoque de capital à direita da curva de regressão, com economias nas proximidades e abaixo da média das emissões. Entretanto, economias com estoque moderado de capital mantiveram-se concentradas à esquerda da curva de regressão, posicionando-se abaixo e acima da média do nível de emissões, prevalecendo alta dispersão das economias com médio estoque de capital. Esse movimento produziu, a partir de uma determinada intensidade de capital (\$ 100.000 aproximadamente), a concavidade da curva de regressão, o que sugere alguma evidência da CKA. Não obstante, não há concretude na Figura 11 que subsidie a teoria do modelo de Solow verde para emissões de N₂O em 1998.

A Figura 12 confirma a intangibilidade da CKA testada para emissões de N₂O no ano de 2012. Em que pese as economias estarem substancialmente dispersas em torno da curva de regressão, metade estão acima da média de emissões, mantendo as características já observadas

em 1984 e 1998: economias com estoques de capital semelhantes muito poluidoras, um grupo nas proximidades da curva e economias pouco poluidoras. Notadamente, não se verificou esse comportamento das economias nos três cortes de dados, em 2012, a curva de regressão possui concavidade para cima, não *U* invertido, como prevê o padrão da CKA.

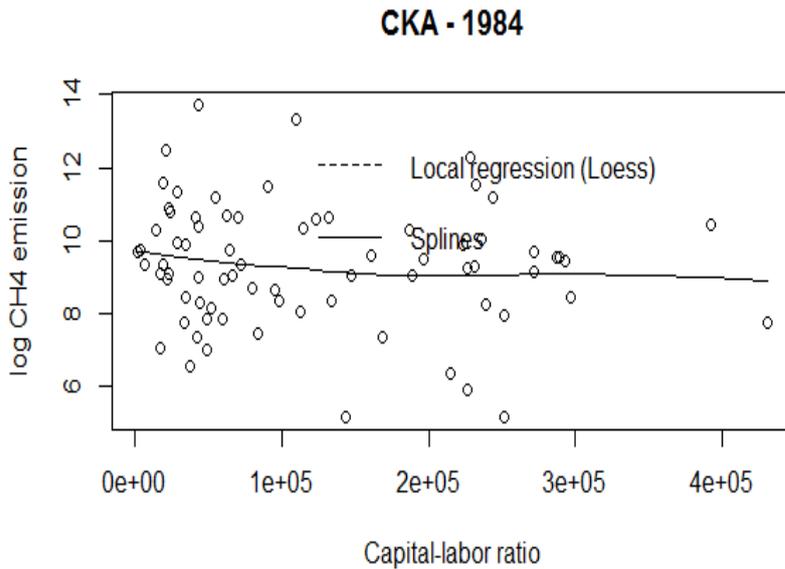
Figura 12 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental para emissões de (N₂O)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

Os gráficos plotados nas Figuras 13, 14 e 15, englobam as funções de regressão estimativas da CKA com emissões de gás metano (CH₄) nos três cortes de dados. As curvas de regressão local e *splines* projetadas na Figura 13, são similares às de óxido nitroso, a maioria das economias em 1984, comportaram-se na extremidade à esquerda da curva, dispondo baixo estoque de capital e emissões discrepantes para valores semelhantes de capital por trabalhador. Um grupo de economias eram grandes poluidoras, enquanto outro gravitava na vizinhança da curva. Igualmente, predominou alta dispersão para o grupo de economias com estoque médio de capital, repetindo, entretanto, as particularidades de economias poluidoras com níveis equivalentes de capital. Há praticamente um vazio à direita da curva de regressão com pouquíssimas economias detentoras de alto capital por trabalhador e emissões moderadas. Nesse contexto, não se delineia o formato *U* invertido da CKA estabelecido no modelo de Solow verde para emissões de gás metano (CH₄).

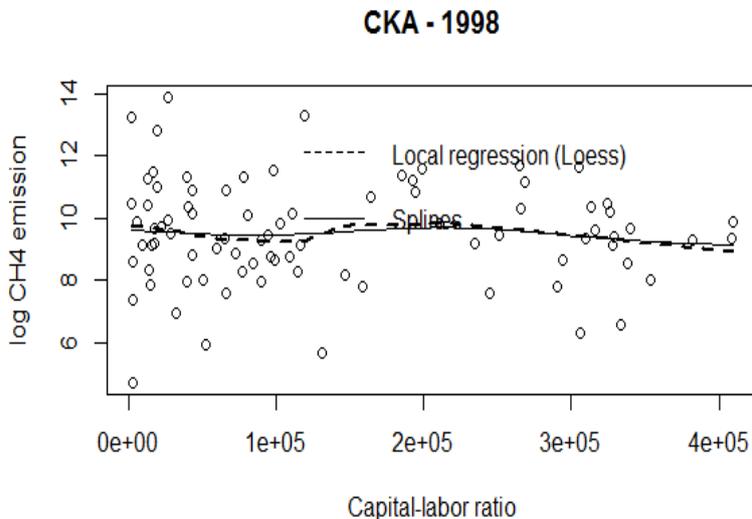
Figura 13 - Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH₄)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

A curva de regressão local da Figura 14 para 1998 mostra as economias concentradas nos dois extremos da relação capital-trabalho. Por um lado, grande parte das economias com baixo estoque de capital em 1984 moveram-se lentamente ou permanecem nessa posição em 1998, o que reproduz as características já mencionadas referentes aos níveis diferenciados de poluição para estoques de capital similares e a presença de *outliers*.

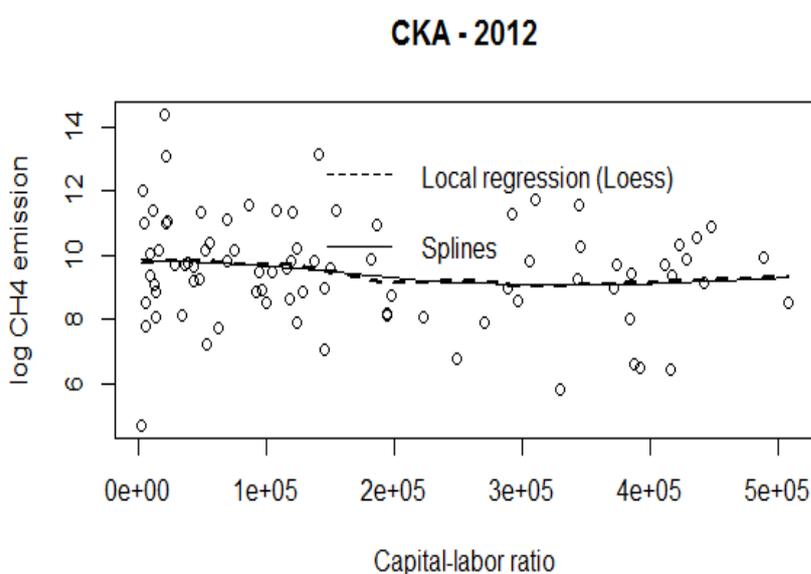
Figura 14 – Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH₄)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

A Figura 15 traduz os efeitos marginais da relação capital-trabalho. Embora a dispersão de economias com baixo estoque de capital seja menor em 1984, ante 2014, a análise marginal sustenta os resultados das regressões anteriores estimadas com a taxa de lucro, pois, mantidas constantes as demais variáveis, o impacto da relação capital-trabalho sobre o estoque de capital é decrescente, configurando, portanto, mais um indício que subsidia à hipótese de (RMD) do capital. Contudo, as regressões semiparamétricas estimadas com a função de produção diferem substancialmente nos anos de 1984 e 2014.

Figura 15 - Regressão local e *splines* da curva de Kuznets ambiental com emissões de (CH₄)



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

Em 2012, preponderou grande dispersão das economias, como delinea a Figura 15. O polo com baixo estoque de capital aglutinado à esquerda da curva de regressão em 1984 e 1998 progrediu para um patamar superior de capital em 2012, elevando o número de economias posicionadas no centro e com alta relação capital por trabalhador. A performance em termos de emissões, no entanto, continuou extremamente desigual, de modo que, com equivalentes níveis de estoque de capital, as economias geram grandes quantidades de emissões, enquanto outras produzem no limite e abaixo da média. Neste cenário, o formato da curva de regressão difere radicalmente da CKA, o que novamente contradiz a previsão estruturada no modelo de Solow verde para as emissões CH₄ em 2012. Eventualmente, a ausência de mitigação desse poluente e “mudança no uso da terra e florestas” podem explicar a pouca aderência do modelo ao padrão da curva de Kuznets ambiental para emissões de óxido nitroso (N₂O) e metano (CH₄).

3.5 CONVERGÊNCIA

O modelo de Solow verde estabelece que economias com características estruturais homogêneas e indicadores macroeconômicos equivalentes como taxa de poupança, abatimento das emissões, progresso tecnológico e outros, mesmo em circunstâncias preliminares diferentes, convergem em níveis de emissões *per capita*. Em economias homogêneas, o modelo teórico prevê convergência absoluta (ACE) e, em economias heterogêneas, convergência condicional (CCE). Atividades de abatimento e a renda determinam o nível de poluição, mas convergência implica taxa decrescente de emissões entre países nos períodos de referências (t) e $(t - 1)$.

Para estimar convergência, o modelo propõe a especificação descrita nas equações (58 a 64), em que N denota o tempo ou extensão do período, e^c e y^c o crescimento das emissões e da renda *per capita*, s_i a taxa de poupança do país, incorporada a tecnologia com dois componentes, sendo (B_{t-N}) a tecnologia inicial e (Ω_{t-N}) a tecnologia não observável, em que: $\Omega_{t-N} = \alpha/s_{it-N}$ e $B_{t-N} = \beta/s_{it-N}$, tal que $\alpha + \beta$ positivo. Os produtos específicos não observáveis $\Omega_{t-N}B_{t-N} = \alpha\beta$ são produzidos independentes, com $\Omega_{t-n}\overline{B_{t-N}}$ traduzindo os desvios e η_{it} o termo de erro, ambos capturados na equação (64). Na sequência, temos a função de abatimento das emissões $(1 - \theta)$, o nível de depreciação efetiva $(n + g_B + \delta)$ e, por fim, a velocidade de convergência das economias para o estado estacionário dada pela expressão: $\lambda = [1 - \alpha][n + g_B + \delta]$. O uso das especificações depende da estrutura dos dados refletir os condicionantes do estado estacionário.

$$\begin{aligned} & [1/N]\log[e_{1t}^c/e_{1t-N}^c] \\ & = \beta_0 + \beta_1 \log[e_{1t-N}^c] + \beta_2 \log[s_i] \\ & + \beta_3 \log[1 - \theta_i] \\ & + \beta_4 \log[(n + g_B + \delta)_i] + \mu_{it} \end{aligned} \quad (58)$$

$$\beta_0 = g_B - g_A + \frac{[1 - \exp[-\lambda N]]}{N} [\log \Omega_{t-n} \overline{B_{t-N}}] \quad (59)$$

$$\beta_1 = -\frac{[1 - \exp[-\lambda N]]}{N} < 0 \quad (60)$$

$$\beta_2 = [\alpha/(1 - \alpha)] \frac{[1 - \exp[-\lambda N]]}{N} > 0 \quad (61)$$

$$\beta_3 = [\alpha/(1 - \alpha) + \epsilon - 1] \frac{[1 - \exp[-\lambda N]]}{N} > 0 \quad (62)$$

$$\beta_4 = -\beta_2 < 0 \quad (63)$$

$$\mu_{it} = \frac{[1 - \exp[-\lambda N]]}{N} \log[\Omega_{t-N} + B_{t-N}/\Omega_{t-n} + \overline{B_{t-N}}] + \eta_{it} \quad (64)$$

Procedemos à estimativa de modelos aditivos de regressão semiparamétrica para análise de convergência entre os países, com as variáveis emissões de CO₂ *per capita* em dois cortes dados, nos anos de 2014, período (t) e 1984 ($t - 1$), investimento médio por trabalhador (mix) e a taxa média de crescimento populacional (mnl), inserida como proxy da depreciação efetiva ($n + g_B + \delta$), ambas associadas às emissões *per capita* e os fatores determinantes do estado estacionário. Assumimos a especificação (65), idêntica à equação (58) do modelo original, com a vantagem de combinar técnicas não paramétrica e semiparamétrica para a estimativa conjunta da curva de Kuznets ambiental e a convergência em emissões *per capita* entre os países, uma contribuição relevante da presente tese à literatura existente.

$$bCO2pc = \beta_0 + m_1(knat2011) + \beta_1(bCO2pc_{t-1}) + \beta_2(mix) + \beta_3(mnl) + \epsilon \quad (65)$$

Tabela 18 – Regressão semiparamétrica de convergência condicional em emissões de CO₂ *per capita* e o efeito marginal da relação capital/trabalho – 2014

Função - em log				
LNbCO ₂ pc ~ s(knat2011) + (LNbCO ₂ t.1pc) + log(mix) + log(mnl)				
Coeficientes paramétricos				
	Estimativa	Erro-padrão	t valor	Pr(> t)
(Intercept)	3,24948	1,12413	2,891	0,005
log(CO ₂ t.1pc)	0,36310	0,07701	4,715	0,000***
log(mix)	0,278	0,247	1,125	0,264
log(mnl)	0,322	0,430	0,748	0,457
Significância aproximada dos termos suavizados				
	edf	Ref.df	F	p-value
s(knat2011)	8,099	8,789	6,095	0,000***

R². (adj) = 0,88 Desvio explicado = 89,6%

GCV = 0,26414 Scale est. = 0,22654 n = 85

Fonte: O autor (2019) a partir do RStudio.

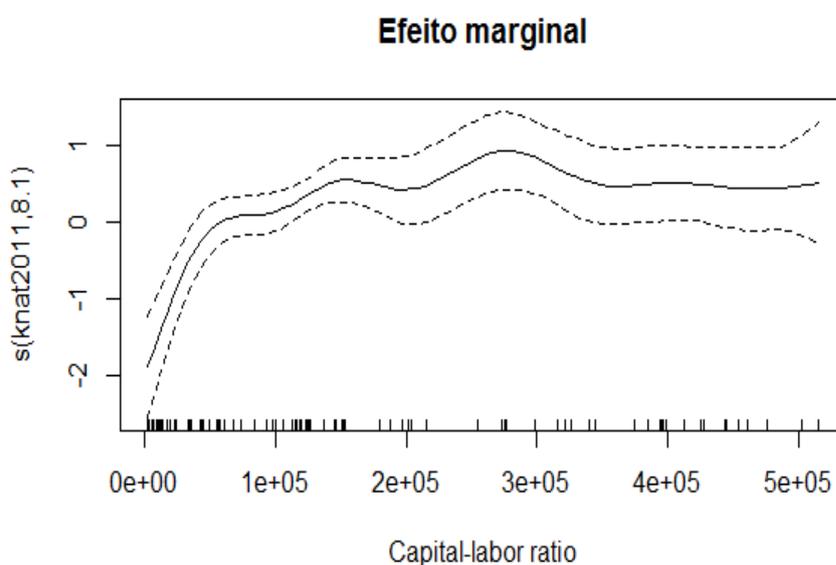
A estimativa dos regressores paramétricos e não paramétricos efetuou-se com o auxílio da função GAM (*generalized additive model*), de Hastie e Tibshirani (1990), inclusa no plano *mgcv* (*generalized computation vehicle mixed*), de Wood (2006; 2018). A Tabela 18 traz os resultados de convergência, na identificação s designa suavidade da função de regressão parcial

estimada por *splines*, os valores (8,099) e (8,798) são os equivalentes graus de liberdade e o parâmetro de referência para os graus de liberdade do termo *kmat2011* e do modelo estrutural, respectivamente, obtidos pelo método *cross validation*.

A convergência teórica em emissões segue a tradição neoclássica, requerendo, que o coeficiente β_1 fique entre zero e 1, expressando que quanto maior esse coeficiente menor é a taxa de convergência e quando o coeficiente se aproximar da unidade inexistente convergência. Em nossa especificação estimamos $\beta_1 = \text{LNbCO2pc}_{t-1} = 0,363$ significativo estatisticamente ao nível de 1%, esse resultado apoia a proposição de convergência condicional em emissões de CO₂ *per capita* sugerida no modelo de Solow verde.

O parâmetro (*mnl*) positivo sinaliza que, para o aumento de 1% na taxa média de crescimento populacional, as emissões crescem 0,322 toneladas. O sinal positivo do coeficiente de investimento médio (*mix*) corresponde ao esperado: 1% de incremento nessa taxa eleva as emissões em 0,278 toneladas, contudo, não significativos estatisticamente, o que, no entanto, não influencia o resultado de convergência. Porém, a taxa alta de convergência condicional em emissões *per capita* entre os países, dada pelo coeficiente 0,363 não deve ser excedida para além da análise de aderência ao modelo, ou seja, o crescimento das emissões de CO₂ tendendo a ser menor no período final em relação ao período inicial de referência respalda a proposição de convergência em emissões *per capita* para esse poluente.

Figura 16 – Efeito marginal da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões de CO₂ *per capita* – 2014



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

A significância estatística do termo não paramétrico (*sknat2011*) e o teste *F* parcial também fornecem consistência às estimativas da Tabela 18, com os efeitos marginais do capital capturados na Figura 16. Eles indicam que mantidos constantes a taxa média de investimento por trabalhador (*mix*) e o crescimento médio populacional (*mnl*), economias com baixo estoque de capital os efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre as emissões de CO₂ são positivos, mas sensíveis às mudanças no estoque de capital por trabalhador, compatível com os resultados vistos nas estimativas das CKA para emissões de CO₂.

Em economias com níveis médios de capital por trabalhador, os impactos sobre as emissões são positivos e crescem rapidamente com alterações no estoque de capital. Contudo, tais efeitos tornam-se estáveis à medida em que a relação capital-trabalho cresce, compatível com a hipótese de que o montante de capital afeta o crescimento das emissões no longo prazo, o que subsidia a proposição de convergência condicional do modelo. Para emissões de óxido nítrico os resultados de convergência replicados na Tabela 19 aderem à proposição do modelo. O coeficiente *b1* correspondente à variável *N₂Ot.1pc* igual a 0,744 apresenta-se menor que 1 e significativo a 1%. O intercepto, o investimento (*mix*) e a taxa de crescimento da força de trabalho, incorporada a depreciação efetiva, não alcançaram o nível de significância estatística.

Tabela 19 – Regressão Semiparamétrica de Convergência Condicional para Emissões de N₂O *per capita* e o Efeito Marginal da Relação Capital/Trabalho – 2012

Função - em log				
$\log(N_2Opc) \sim s(knat2011) + \log(N_2Ot.1pc) + \log(mix) + \log(mnl)$				
Coeficientes Paramétricos				
	Estimativa	Erro-padrão	t valor	Pr(> t)
(Intercept)	-0,979	2,371	-0,413	0,681
$\log(N_2Ot.1pc)$	0,744	0,057	13,060	0,000***
$\log(mix)$	0,064	0,534	0,120	0,904
$\log(mnl)$	-0,671	0,986	-0,681	0,498
Significância aproximada dos termos suavizados				
	edf	Ref.df	F	p-valor
<i>s(knat2011)</i>	2,66	3,337	0,476	0,476

R². (adj) = 0,678. Desvio explicado = 70%

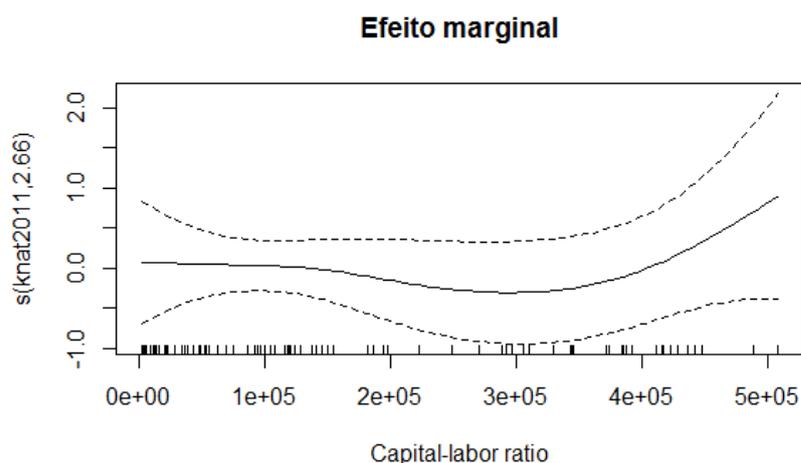
GCV = 1,5743. Scale est. = 1,4496. n = 84

Fonte: O autor (2019) a partir do RStudio. EPWT 6.0.

Apesar do termo não paramétrico (*sknat2011*) que capta os efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre as emissões e o teste *F* parcial, não indicarem significância

estatística, o resultado de convergência em emissões *per capita* para N_2O , na equação estimada, sustenta o enunciado do modelo de convergência em emissões *per capita* para o poluente óxido nitroso. Os efeitos marginais do capital sobre as emissões de N_2O capturados na Figura 17, resiste ao padrão da CKA: o investimento (*mix*) e o crescimento populacional (*ml*) fixos, os feitos do capital sobre as emissões são positivos, sobretudo em economias com alto estoque de capital por trabalhador, demonstrando pouca aderência às emissões de óxido nitroso N_2O , coerente com os resultados referentes a não aderência da CKA para esse poluente.

Figura 17 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões de N_2O estimados em nível e log – 2012



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

De forma semelhante, o resultado de convergência em emissões *per capita* testado com o gás metano CH_4 , plotado na Tabela 20, não refuta o modelo de Solow verde: o coeficiente *bl* igual a 0,756 para a variável CH_4t-1pc , significativo a 1%, se enquadra no postulado teórico, todavia, a uma taxa de convergência mais baixa que a estimada para as emissões de CO_2 . Assim como anteriormente, os demais parâmetros não significativos reforçam mais uma vez a pouca aderência do modelo para emissões de CH_4 . Por sua vez, os efeitos marginais, mostrados na Figura 18, se assemelham ao óxido nitroso, convencionando um padrão de resultados em que os efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre as emissões de CH_4 são aparentemente positivos para economias com baixo estoque de capital por trabalhador.

Para valores médios ou relativamente mais elevados de capital por trabalhador, os efeitos marginais são ligeiramente negativos. Não obstante, economias com alta relação capital-trabalho, os efeitos marginais sobre as emissões são positivos, de sorte que a proposição de convergência verificada a favor do modelo não é robusta para esse gás. Brock e Taylor (2010) justificam o uso das emissões de CO_2 para aferir a previsão de convergência do modelo, com

ênfase nos rendimentos marginais decrescentes e o progresso tecnológico de abatimento, sem efeitos de políticas ambientais, já que não existia regulação para emissões de CO₂ até a década de 1990, o que seria de fato coerente.

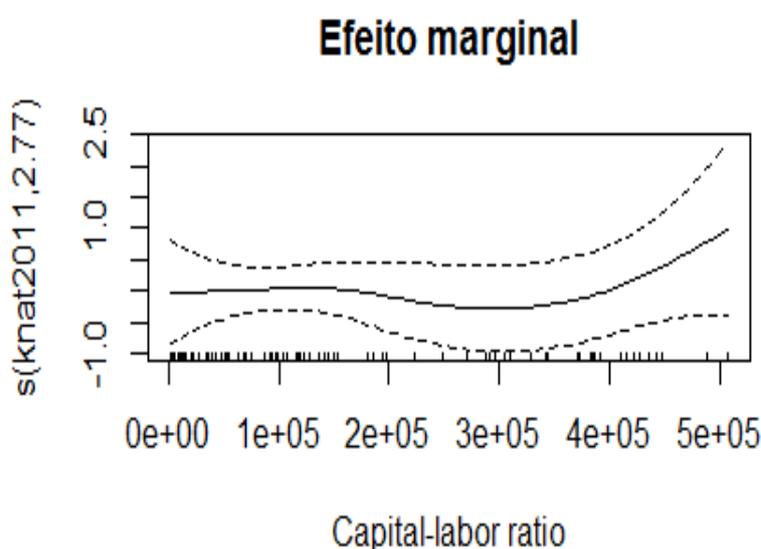
Tabela 20 – Regressão Semiparamétrica de Convergência Condicional para Emissões e CH₄ *per capita* e o Efeito Marginal da Relação Capital/Trabalho – 2012

Função - em log				
$\log(\text{CH4pc}) \sim s(\text{knat2011}) + \log(\text{CH4t.1pc}) + \log(\text{mix}) + \log(\text{mnl})$				
Coeficientes paramétricos				
	Estimativa	Erro-padrão	t valor	Pr(> t)
(Intercept)	-1,53895	2,49494	-0,617	0,539
$\log(\text{CH4t.1pc})$	0,756	0,06278	12,042	0,000***
$\log(\text{mix})$	0,011	0,571	0,019	0,985
$\log(\text{mnl})$	-0.13877	1,045	-0,133	0,895
Significância aproximada dos termos suavizados				
	edf	Ref.df	F	p-value
$s(\text{knat2011})$	2,769	3,472	0,664	0,525

R². (adj) = 0,647. Desvio explicado = 67,1%
 GCV = 1,775, escala est. = 1,632, n = 84

Fonte: O autor (2019) a partir do RStudio. EPWT 6.0.

Figura 18 – Efeitos marginais da relação capital-trabalho sobre o nível de emissões *per capita* de CH₄ estimados em log – 2012



Fonte: O autor (2019) a partir do Scatterplot do RStudio. EPWT 6.0.

O modelo de Solow verde é mais aderente às emissões de CO₂ do que as variações nos outros dois poluentes. Isso significa um resultado interessante, pois é provável que as emissões de CO₂ estejam mais ligadas ao efeito escala, sugerindo que a aderência possa dever a essa conexão intrínseca entre emissões de CO₂ e a atividade econômica. Emissões de N₂O e CH₄ originam-se de “mudanças no uso da terra e florestas”, agricultura e pecuária, situação em que as forças de rendimentos marginais decrescentes do capital e progresso tecnológico são menos suscetíveis. Ademais, a dissonância dos resultados para esses três gases pode estar relacionada ao papel da política ambiental de estímulo à desaceleração da taxa de crescimento das emissões globais de CO₂. Conforme o IPCC (2007), a taxa era 2,3% ao ano entre 1970 a 2004 e 1,7% de 1990 a 2004. A intensidade energética contribuiu em 33% para a queda no nível de emissões globais. Para as economias analisadas neste capítulo as emissões de CO₂ diminuíram 0,65% em 2014 ante 1984. Assim, o papel da política ambiental de incentivo a redução das emissões de CO₂ pode eventualmente ter influenciado os resultados.

3.6 CONCLUSÃO

Este capítulo investigou a consistência empírica da hipótese de rendimentos marginais decrescentes do capital, a curva de Kuznets ambiental (CKA) e a convergência em emissões *per capita* entre os países. Explorou a recente experiência das economias no caminho do estado estacionário e a razoabilidade da teoria de crescimento sustentável do modelo de Solow verde. Os retornos decrescentes do capital, estimados com a proxis da taxa de lucro (v), mostraram a concavidade esperada da curva de regressão para os dois cortes de dados, com maior robustez para 2014, em que a curva de regressão ajustada adere a hipótese do modelo

As economias, no entanto, diferem em padrões de comportamento ao longo da curva de regressão: grande número concentrada abaixo da média, com níveis reduzidos de capital, presença de *outliers* e progressiva dispersão em economias com alta relação capital-trabalho. As estimativas com a função de produção (x) subsidiam o modelo para o ano de 1984, contudo, não se verificou evidência concreta em 2014, conclusões reforçadas com os resultados obtidos com os modelos aditivos semiparamétricos.

Os testes apoiam a curva de Kuznets ambiental (CKA) para emissões de CO₂. O formato das curvas de regressão para os três cortes de dados corrobora os dois primeiros cenários previstos na teoria no modelo. Em 1984, no intervalo para o ponto T, as economias possuíam baixo e médio estoque de capital, emissões moderadas e excessivas e, nos pontos T a B, alto

estoque de capital e emissões moderadas. Em 1998, prevaleceu o formato da CKA, todavia, surgem emissões excessivas no bloco de economias com alto estoque de capital. Essa tendência acentuou-se em 2014 e explica o formato da CKA menos suave na extremidade da curva de regressão, onde as emissões de CO₂ das economias com alto estoque de capital são menos discretas e mais excessivas. Não houve eficácia da CKA para emissões de N₂O e CH₄, indicando que o modelo de Solow verde tem pouca aderência para esses gases.

Os coeficientes β_1 validam a proposição de convergência condicional em emissões *per capita* de CO₂, N₂O e CH₄. Por fim, ressalvando o fato de que há menos aderência para emissões de N₂O e CH₄, as estimativas subsidiam parcialmente as proposições do modelo, com relativo grau de razoabilidade. Assim, a contribuição da presente pesquisa para a literatura existente consiste nos testes empíricos do modelo de Solow verde e a estimativa da hipótese fundamental dos rendimentos marginais decrescentes e curva de Kuznets ambiental com as proxis taxa de lucro e a função de produção, mas sobretudo, testando a convergência e o formato da CKA de maneira conjunta por métodos não paramétricos e semiparamétricos, que são abordagens escassas nessa literatura.

4 MEIO AMBIENTE, MUDANÇA TÉCNICA INDUZIDA E O EFEITO REBOUND: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA OS ESTADOS UNIDOS

4.1 INTRODUÇÃO

A escassez de recursos naturais intensifica a competição por energia em um contexto em que a matriz energética dos países é baseada em combustível fóssil, com efeitos sobre as emissões e o aquecimento global. Nesse cenário, o papel da energia na geração do produto e suas relações com a mudança climática configuram um campo de estudo relevante na literatura de crescimento econômico e meio ambiente. Este capítulo investiga a causalidade de Granger em séries de tempo entre as produtividades da energia, do trabalho e do capital, o preço do petróleo e a relação energia-trabalho, sob a hipótese de que alterações nos preços do petróleo restringem o uso de energia fóssil, induzindo mudança técnica e eficiência energética.

O progresso técnico viesado suscita que mudanças técnicas são motivadas por custos, visando substituir um determinado fator de produção, quando os níveis de preços impõem restrições ao seu uso (HICKS, 1932). A rentabilidade depende da distribuição funcional da renda; logo, o aumento dos salários reais impulsiona inovações poupadoras de trabalho e a mudança técnica com viés redutor de trabalho. Como sugerem Duménil e Lévy (1995), a adoção de uma nova técnica ocorre, se ela proporciona maior lucratividade em relação à técnica anterior. Foley e Michl (1999), Foley e Marquetti (1997), Marquetti (2004), Michel e Foley (2007) e Duménil e Lévy (2016) encontram evidências de mudança técnica viesada para os Estados Unidos, seguindo o padrão de evolução Marx viesado.

Estendemos essa hipótese à literatura de crescimento e meio ambiente, a fim de investigar se as produtividades da energia, do trabalho e do capital, e a relação energia-trabalho, sofrem influência de variações nos preços do petróleo. E se haveria indícios de mudança técnica induzida por custos da energia, sobretudo, decorrente de aumentos nos preços do petróleo. Conforme Taylor (2011), a produtividade do trabalho depende de maior uso de energia por trabalhador, tal que a magnitude do crescimento econômico estaria limitada pela disponibilidade de energia, situação esta que poderia ser agravada, se a produtividade da energia se demonstrar baixa, pois zerar ou reduzir o uso de energia fóssil exige eficiência energética.

De acordo com o autor, para cumprir as metas do Protocolo de Kyoto, que estabelece decréscimo de 1% ao ano, no uso de energia fóssil, em países ricos, a produtividade energética deveria crescer de 4% a 5% em países ricos e pobres. Se todos reduzissem a razão energia-trabalho ao patamar de 2,5%, o consumo de energia global cairia de 1,1% para 0,65%

ao ano. Ademais, o consumo de energia é o principal responsável pela emissão de gases do efeito estufa. Países em desenvolvimento querem aumentar sua renda *per capita*, mas, para isso, precisam elevar sua produtividade do trabalho. Uma das formas de aumentar a produtividade é por meio da utilização de mais energia por trabalhador, porém, isso reedita o dilema das mudanças climáticas, advertindo que um caminho para o crescimento econômico seria inovar não apenas poupando trabalho, mas também energia e recursos naturais.

Entretanto, como observou Jevons (1866), supondo a existência de efeitos *rebound* a eficiência energética aumentaria o uso de energia fóssil ao invés de reduzir o consumo. Efeitos paradoxais como veículos automotores eficientes, incentiva o uso de carros e conseqüentemente a demanda total por combustíveis, utilização de redes de computadores e impressoras eficientes aumenta a demanda energética e o uso do papel ao invés de reduzir, assim como equipamentos e eletroeletrônicos mais eficientes estimulam o consumo de energia agregada.

Este capítulo examina se as produtividades da energia, do capital e do trabalho, e a razão energia-trabalho, são causadas no sentido de precedência temporal pelo preço do petróleo, aplicando o método de causalidade de Granger em séries de tempo para os Estados Unidos no período de 1949 a 2015. Se causam, o problema da mudança climática poderia ser minimizado com a migração de técnicas mais limpas, já que os choques nos preços do petróleo restringiriam o uso de energia fóssil, caracterizando algum tipo de mudança técnica induzida. Exploram-se os seguintes problemas de pesquisa: as produtividades da energia, do capital e do trabalho são afetadas pelo preço do petróleo? Eficiência energética poupa energia fóssil? Existiria restrição ao uso da energia fóssil?

O estudo contribui com eventuais relações de causalidade entre produtividade da energia, preço do petróleo, mudança técnica induzida e o efeito *rebound*. Hipótese que considera um equívoco que eficiência energética reduz o consumo de energia (JEVONS, 1866). Aplicamos o método de causalidade de Granger, para investigar essas interações com procedimentos sequenciais de testes para identificar raiz unitária, cointegração, modelo de correção de erros (VEC) e causalidade de Granger, seguindo Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988), Engle e Granger (1987), Johansen e Juselius (1995) e Granger (1969; 1988).

Além desta introdução, o capítulo aborda, na seção 4.1, o progresso técnico induzido e o efeito *rebound*. Dados e métodos são apresentados na seção 4.3. Na seção 4.4, resultados e discussão do modelo de correção de erros (VEC), a função impulso-resposta e a causalidade de Granger. Por fim, na seção 4.5, tecem-se as principais conclusões e sugestões de pesquisas.

4.2 PROGRESSO TÉCNICO INDUZIDO E O EFEITO *REBOUND*

O crescimento econômico está fortemente associado ao progresso tecnológico, o qual permite aumentar a produção com os mesmos níveis de insumos ou mantê-la com menores quantidades de insumos, melhorá-la qualitativamente e gerar novos produtos e serviços mais eficientes. Essa questão remete ao desenvolvimento capitalista analisado por Marx (1982) e às “ondas de inovações” descritas por Schumpeter (1952, p. 235).

Abordagens recentes configuram duas concepções distintas de progresso técnico; uma, em que ele é exógeno, logo, desincorporado do sistema econômico. Surge, autonomamente, como “maná dos céus” ou “uma manifestação de graça”, nas palavras de Harcourt (1971, p. 48). Contudo Nordhaus (1969) afirma que essa hipótese serve mais aos propósitos analíticos que ao realismo econômico. A outra concepção é a de progresso técnico endógeno, em que as forças das inovações são motivadas por custos intrínsecos ao sistema econômico.

A concepção teórica de progresso técnico evoluiu com os trabalhos de Hicks (1932), que sugeriu, em sua teoria dos salários, que o preço dos fatores causa um viés de invenções, para poupar o insumo mais oneroso. Foley (2003), estende essa hipótese à literatura sobre crescimento e meio ambiente, supondo que as inovações e o progresso técnico endógeno não respondam apenas aos custos dos fatores capital e trabalho, mas também aos custos da poluição ambiental decorrente de técnicas sujas, do uso de energia fóssil e custos induzidos por emissões de gases do efeito estufa (GEE) e políticas de mitigação das mudanças climáticas, sendo a mudança técnica induzida a base para o crescimento sustentável.

Grubb, Köhler e Anderson (2002) observaram que políticas governamentais de incentivo à redução da poluição ambiental alcançaram sucesso em induzir inovações limpas para o controle das emissões em respostas às mudanças climáticas, possibilitando maior eficiência energética, mesmo com o aumento do uso de energia em muitos países. O estudo aponta que o estímulo à mudança técnica induzida compõe o evento mais importante de políticas ambientais.

Em seus estudos de mudança climática integrada à economia, Nordhaus e Boyer (2000) e Nordhaus (2008) desenvolveram os modelos *Dynamics Integrated Climate-Economy* (DICE) e *Regional Integrated Climate-Economy Model* (RICE), propondo que custos atenuantes às emissões dos gases do efeito estufa, restrições ao uso de energia fóssil, prospecção de fontes energéticas limpas e novas técnicas produtivas dependem de inovações induzidas, mediante sinalização dos preços de mercado. Utilizando o modelo RICE, Buonanno, Carraro e Galeotti (2001) compartilham essa perspectiva, abrangendo o cumprimento do Protocolo de Kyoto. Para

eles, o investimento em desenvolvimento tecnológico propiciou a mudança técnica pressionada por custos de redução das emissões. Os autores ressaltam que os efeitos de transbordamento são relevantes em um contexto de mudança técnica induzida, apesar de arrefecerem os investimentos em inovações; nesse caso, convém distinguir inovações produtivas e inovações de caráter ambientais, para capturar a mudança técnica específica.

Nessa linha de abordagem, Löschel (2002) salienta que a mudança técnica induzida ocorre por imposição de custos de redução das emissões e mitigação da mudança climática, desencadeando investimentos em pesquisa e desenvolvimento tecnológico, transbordamento e processo de aprendizagem tipo *learning by doing*, componentes propulsores de inovações e progresso de abatimento das emissões, reduzindo, progressivamente, os custos ambientais. Nordhaus (2007; 2008), Acemoglu *et al.* (2016), Aghion *et al.* (2016) e Oliveira (2016) e outros sustentam essas evidências no âmbito da literatura teórica e empírica.

A conexão da presente pesquisa com a teoria de progresso técnico induzido analisada neste capítulo presume que relações de causalidade provenientes do preço do petróleo para as produtividades da energia, do capital e do trabalho, e da relação energia-trabalho fornecem algum indício de mudança técnica induzida por custos. De maneira equivalente, variações nas produtividades causadas pelo preço do petróleo, ou a direção da causalidade do preço do petróleo para produtividade da energia, corroborariam a hipótese de que os mercados fornecem sinais de maleabilidade no que tange à eficiência energética e à migração para o uso de energias renováveis. Não obstante, a eficiência energética não oferece nenhuma garantia de que o uso desse recurso seja diminuído, pois, como demonstrou Jevons (1866), inferir que a eficiência energética reduza o consumo de energia é um equívoco, basta que prevaleça o efeito *rebound* para que o contrário seja verdadeiro.

Assim, conforme a hipótese do efeito *rebound*, pode não haver consistência empírica para o argumento de que os ganhos de eficiência afetem positivamente o meio ambiente, aumentos de produtividade podem se refletir em maior demanda e maior degradação ambiental. Greening, Greene e Difiglio (2000) e Binswanger (2001) destacam três tipos de efeito *rebound*: direto ou setorial, em que o preço da energia expande a demanda do setor e anula os ganhos de eficiência; indireto, ligados aos efeitos renda e tempo de mobilidade, deslocando a demanda para novos bens e serviços intensivos em energia; e total, que reduz o preço dos bens intermediários e finais, afetando a demanda e o uso de energia.

O efeito *rebound* refere-se especificamente às relações entre produtividade energética e reduções no consumo de energia, de modo que, se as variações nos preços da energia geram eficiência energética, mantido tudo constante, não existiriam motivos para substituir a energia

fóssil por energia limpa, já que os ganhos de eficiência compensariam os níveis de preços da energia fóssil. Nesse cenário apontado por Alcott (2005), ganhos de eficiência induzidos por custos seriam ineficientes, uma vez que o efeito *rebound* compensaria eventuais benefícios, elevando os impactos ambientais na mesma proporção da energia utilizada, requerendo, assim, a introdução de quotas para emissões de GEE e parcimônia no uso de energia fóssil.

O efeito *rebound* torna-se relevante, na medida em que grande parte das políticas de mudança climática sustenta-se em ganhos de eficiência e redução no consumo de energia fóssil, ignorando, eventualmente, os efeitos paradoxais. Barker, Dagoumas e Rubin (2009), supõe que a compensação e a amplitude de tais efeitos estabeleceriam a eficácia das políticas de mitigação da mudança climática. Binswanger (2001) aponta que a redução do uso de energia fóssil depende de como os preços do petróleo afetam o custo de oportunidade dos agentes. Se os ganhos de eficiência energética compensarem os aumentos nos níveis de preços, a eficiência incentiva o consumo de energia fóssil. Logo, ganhos de eficiência energética são insuficientes para garantir a transição para o uso de energia limpa e o crescimento sustentável. Para evitar esse paradoxo, o autor propõe políticas ambientais atenuantes do efeito *rebound*.

A hipótese de progresso técnico induzido, tal como sugerida neste capítulo supõe que as oscilações no preço do petróleo precedem variações das produtividades da energia, do trabalho e do capital, implicando, no longo prazo, que essas produtividades precedam variações nos preços dessa matéria-prima. Se a escassez de reservas e os custos de emissões influenciam no preço do petróleo, ajustar-se-ia um cenário de mudança técnica restritiva do uso de energia fóssil para mitigar o problema da mudança climática. Isso poderia induzir a demanda por energia limpa, resultando, em algum grau, em uma espécie de efeito *rebound* da energia limpa.

Aplicando o método *Quantile Autoregressive Distributed Lag* (QARDL) (CHO; KIM; SHIN, 2014), Shahbaz *et al.* (2018) estimaram cointegração empregando distribuição de quantil para a Holanda e para a Irlanda no período de 1970 a 2015. Eles utilizaram as variáveis índice de globalização, consumo de energia, Produto Interno Bruto (PIB) e estoque de capital, concluindo que, apesar de existir forte interação entre globalização e consumo de energia, a demanda por esta última diminuiu. Os efeitos da globalização tendem à estabilidade no longo prazo, graças às inovações e à transferência tecnológica para economias menos desenvolvidas. Os autores orientam que as reformas ambientais e a cooperação devem ser encorajadas, para gerar inovações capazes de compensar os efeitos da globalização sobre o consumo de energia.

Troster, Shahbaz e Uddin (2018) estudaram causalidade de Granger para os Estados Unidos da América (EUA) com distribuição quantílica para as variáveis preço do petróleo, energia renovável e atividade econômica, de 1989 a 2016. Os resultados atestam bicausalidade

do consumo de energia renovável para o nível de atividade econômica nos primeiros quantis e unicausalidade nos maiores quantis. A associação entre energia renovável e crescimento econômico é explicada por variações no preço do petróleo: aumentos freiam o crescimento, reduções alavancam ciclos econômicos. Logo, as políticas ambientais devem focar no mercado de energias renováveis, para induzir inovações limpas e evitar a instabilidade da energia fóssil.

Estudo de causalidade entre o uso de energias renováveis e crescimento foi igualmente obtido para um painel de 10 países da Europa Central e Oriental, ambos membros da União Europeia (UE). Usando o modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), com dados de 1990 a 2014, Marinas *et al.* (2018) identificaram diferentes relações de causalidade. No curto prazo, a direção causal vai das energias renováveis para o crescimento econômico, exceto para Romênia e Bulgária; no longo prazo, a hipótese de bicausalidade entre crescimento e o consumo de energia renovável é válida para sete países individuais. Os resultados apontam que esses países alcançarão a eficiência energética e o crescimento econômico com proteção ambiental, sustentados em eficiência energética e uso de energias renováveis.

Hassine e Harrathi (2017) testaram a causalidade de Granger em painel para as variáveis uso de energias renováveis, desenvolvimento financeiro, crescimento econômico, comércio externo, estoque de capital e trabalho em países árabes, no período de 1980 a 2012. Esses países englobam a metade das reservas de petróleo e da produção na Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP). No curto prazo, os resultados mostram que existe unicausalidade do produto para as exportações e para o estoque de capital. No longo prazo, a causalidade move-se do produto, do estoque de capital, do trabalho, do crédito e do consumo de energia renovável para as exportações e para o crédito privado.

Khobai e Roux (2018) investigaram as relações de causalidade de Granger com dados trimestrais em um modelo ARDL multivariado para a África do Sul, com as variáveis energia renovável, PIB, capital, abertura comercial e emissões no período de 1990 a 2014. País em que o carvão representa 77% da matriz energética e grande potencial para emitir CO₂, os resultados asseguram unicausalidade do crescimento do PIB para o uso de energia renovável no curto prazo e do consumo de energia renovável para o crescimento no longo prazo. O estudo realça a necessidade de uma política pública eficaz de incentivo às energias renováveis, para viabilizar o crescimento sustentável. Sifuba (2018), estende essa orientação aos países do BRICS⁹, países onde o autor encontra evidência de causalidade bidirecional entre energia renovável e o PIB.

⁹ Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul.

4.3 DADOS E MÉTODOS

Descrevemos a seção a base de dados e os procedimentos de realização dos testes de raiz unitária, cointegração, modelo de correção de erros (VEC) e causalidade de Granger, usando as variáveis preço do petróleo (P_t) em dólares constantes de 2009, as produtividades da energia (e_t), do capital (ρ_t) e do trabalho (x_t) e a relação energia-trabalho (el_t) para a economia dos EUA, no período de 1949 a 2015. As produtividades são expressas pelas razões do Produto Interno Bruto real (X) pelo consumo de energia (E), pelo estoque de capital (K) e pelo número de trabalhadores (L), sendo o produto e o capital em bilhões de dólares constantes de 2009; o consumo de energia fóssil, em quatrilhões de British Thermal Units (BTU); e o número de trabalhadores, em milhões. As séries do preço do petróleo e do consumo de energia foram extraídas da Energy Information Administration (EIA); e as informações do produto, do estoque de capital e do número de trabalhadores, obtidas em Duménil e Levy (2016).¹⁰

Começamos investigando a estacionariedade de cada série individual. Conforme Bueno (2008; 2011), estima-se a raiz unitária em um modelo autorregressivo, testando o comportamento dos resíduos. Caso o modelo resultante apresente resíduo do tipo ruído branco, conclui-se pela ausência de raiz unitária. Considera-se o teste de Phillips e Perron mais robusto que o ADF, por não ser sensível à quantidade de defasagens, usando correção não paramétrica ao teste ADF. No entanto, o teste de Perron (1989) apontou as seguintes quebras estruturais: produtividade da energia (1980 e 1986), produtividade do capital (1977, 1984 e 1986), produtividade do trabalho (1996), preço do petróleo (2002; 2006, 1986 e 1984) e relação energia-trabalho (1977 e 1983).

Na presença de quebra estrutural como mostrado no teste de Perron para o conjunto das variáveis, os testes convencionais de raiz unitária do tipo ADF (Dickey-Fuller Aumentado) e PP (Phillips-Perron) perdem poder e eficiência, falseando a hipótese nula (PERRON, 1989). Assim, para a verificação da estacionariedade, aplicamos dois testes de raiz unitária com quebra estrutural para o logaritmo das variáveis em nível e com uma diferença. Ambos os testes

¹⁰ Consultar: The historical trends of technology and distribution in the U.S. economy. Disponível em: <http://www.cepremap.fr/membres/dlevy/dle2016e.pdf>.

Os dados referem-se ao setor privado não residencial dos Estados Unidos da América – EUA; <https://www.eia.gov/totalenergy/data/annual/showtext.php?t=ptb0101>; e https://inflationdata.com/Inflation/Inflation_Rate/Historical_Oil_Prices_Table.asp. Acesso em: 15 fev. 2019. A série preço do petróleo foi deflacionada para o ano de 2009 pelo Índice de Preços do Consumidor (IPC) médio anual.

especificados com os termos intercepto, tendência, seleção do critério de Akaike e do ponto de quebra máximo para os dois tipos de quebra estrutural: *outliers* inovativo e aditivo.

Conforme Engle e Granger (1987), uma série econômica não estacionária deve ser diferenciada até a estacionariedade, na ausência de uma tendência determinística. Dentre as propriedades desejadas da estacionariedade, destacam-se média constante, variância finita e autocorrelações que decrescem monotonicamente. O modelo autorregressivo multivariado permite a estimação de parâmetros com os quais podemos construir interpretações econômicas. Um dos requisitos é a estacionariedade; caso exista uma relação de cointegração entre as variáveis, recorre-se à especificação de um modelo de correção de erros (VEC).

De acordo com Patterson (2000) para estimação de um modelo autorregressivo um elemento-chave é a ordem de defasagem, escolhida com a premissa de que os resíduos estão livres de autocorrelação serial, obtida a partir do teste multiplicador de Lagrange (LM), observando os critérios de informação do modelo. Testamos a ausência de autocorrelação serial nos resíduos com base na estatística Portmanteau e com a ordem de defasagem que ofereça o menor valor dos critérios Akaike (AIC) e Schwarz Bayesian information criterion (SBC), cujos resíduos não apresentem evidências de autocorrelação, ressaltando que o teste é mais robusto para o uso de pequenas amostras.

O modelo VEC, segundo Bueno (2008), é uma versão mais completa do VAR. Variáveis não estacionárias, mas diferenciadas, omitem informações relevantes, caso exista uma relação de cointegração dos resíduos não incluídas no modelo; assim, o modelo VEC tem a propriedade de corrigir esse problema. Outra vantagem desse procedimento, segundo o autor, é a de que os parâmetros estimados na presença de cointegração permitem uma convergência mais rápida para os seus verdadeiros valores ante estimativas com variáveis diferenciadas, particularidade chamada de *superconsistência*.

Engle e Granger (1987) recomendam que, se cada elemento de um vetor de séries de tempo x_t encontra a estacionariedade após a diferenciação, mas uma combinação linear de $\alpha'x_t$ já é estacionária, as séries x_t são ditas cointegradas com um vetor de cointegração, significando existência de equilíbrio no longo prazo entre as séries, caracterizado por forças que tendem a impulsionar a economia de volta à estabilidade, quando ela se distancia do valor temporalmente anterior. Se x_t é um vetor de variáveis econômicas, está em equilíbrio se a restrição linear $\alpha'x_t = 0$, mesmo que as séries não sejam por si só estacionárias e de variância finita.

O procedimento para identificar a existência de cointegração é o teste de Johansen. Johansen e Juselius (1995) sugerem duas estatísticas de *rank*, a partir do posto da matriz Φ , $n \times n$, cujo posto é $r < n$ no caso de cointegração. Se o posto dessa matriz for nulo, então não existe

cointegração. O teste de Johansen gera as estatísticas de rastreamento (*trace*) e autovalor máximo (*eigen*) para a decisão da hipótese nula de que $r \leq r_0$ contra a hipótese alternativa de que $r \geq r_0 + 1$. Na existência de ao menos um vetor de cointegração, pode-se estimar os três parâmetros (α , β e Φ) em um modelo VEC, assim chamado porque explica as relações tanto de curto como de longo prazos, descrito na equação (66), em que ϕ_{ij} representa os coeficientes ajustados no curto prazo; α_{ij} , os parâmetros de correção dos desvios de longo prazo; β_{1j} , os coeficientes de equilíbrio; e ε_{ij} , o erro do modelo.

$$\begin{pmatrix} \Delta e \\ \Delta \rho \\ \Delta x \\ \Delta P \\ \Delta el \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta e(-1) \\ \Delta \rho(-1) \\ \Delta x(-1) \\ \Delta P(-1) \\ \Delta el(-1) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \end{pmatrix} [(e - \beta_{10}\rho - \beta_{11}x - \beta_{12}P - \beta_{13}el - \beta_{14}tend)(-2)] + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \end{pmatrix}. \quad (66)$$

A metodologia permite visualizar efeitos *feedback* frente a um choque no curto prazo. Sims (1980) propõe uma decomposição triangular dos resíduos, denominada **decomposição de Choleski**, que identifica a direção da mudança no curto prazo e os períodos em que um choque positivo retorna ao equilíbrio. Para investigar a causalidade, seguimos o método proposto por Granger (1969; 1988), que explica o comportamento de uma variável condicional a outra e sua predição no longo prazo. A questão fundamental é saber se a variável x ajuda a prever a variável y . A abordagem examina o quanto as variações nos valores defasados de x e y são preditivos de x , requerendo coeficientes estatisticamente significativos; se isso não ocorrer, y não causa x no sentido de Granger. O mesmo teste é realizado no sentido de x para y . Estimamos o modelo de causalidade multivariado especificado nas equações (67) e (68).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (67)$$

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + \varepsilon_t. \quad (68)$$

Lembramos que y_t e x_t representam as variáveis de interesse já mencionadas, como o preço do petróleo (LNP) e as produtividades da energia (LNe), do trabalho (LNx), do capital ($LN\rho$) e a relação energia-trabalho ($LNel$). A presença de causalidade reporta à estatística F do

teste de Wald, conjuntamente obtida para a hipótese nula de que x_t não Granger causa y_t na equação (67) e y_t não Granger causa x_t na equação (68), em que $\beta_1 = \beta_2 \dots \beta_l = 0$ para a hipótese de que os coeficientes das variáveis defasadas são iguais a zero.

4.3.1 Estatística descritiva

A Tabela 21 apresenta a média e os valores mínimo e máximo para as variáveis analisadas no período de 1949 a 2015. Quanto ao preço do petróleo, por exemplo, a diferença entre os valores mínimo e máximo alcançou mais de seis vezes, com uma média de US\$ 32,81 o barril e preço máximo de US\$ 87,25 ante o mínimo de US\$ 14,36. Isso demonstra o nível de instabilidade nos preços da energia fóssil, o que pode ser explicado pela concentração de reservas, ciclos de expansão econômica, globalização, crescimento dos países BRICs e pela quantidade e guerras no mundo árabe envolvendo os EUA – o que acabou levando à queda na produção e a choques de oferta na década de 70 do século passado, com recuperação da produção global apenas nos anos de 1980.

Tabela 21 – Preço do petróleo, produtividades energética, do trabalho e do capital e relação energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015

PRODUTIVIDADE					
	Preço do Petróleo	Energética (e_t)	Trabalho (x_t)	Capital (ρ_t)	Energia-Trabalho (el_t)
Min.	14,36	84,27	49,64	0,79	0,59
Média	32,81	126,14	98,17	0,93	0,79
Max.	87,25	213,89	134,42	1,11	1,04

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

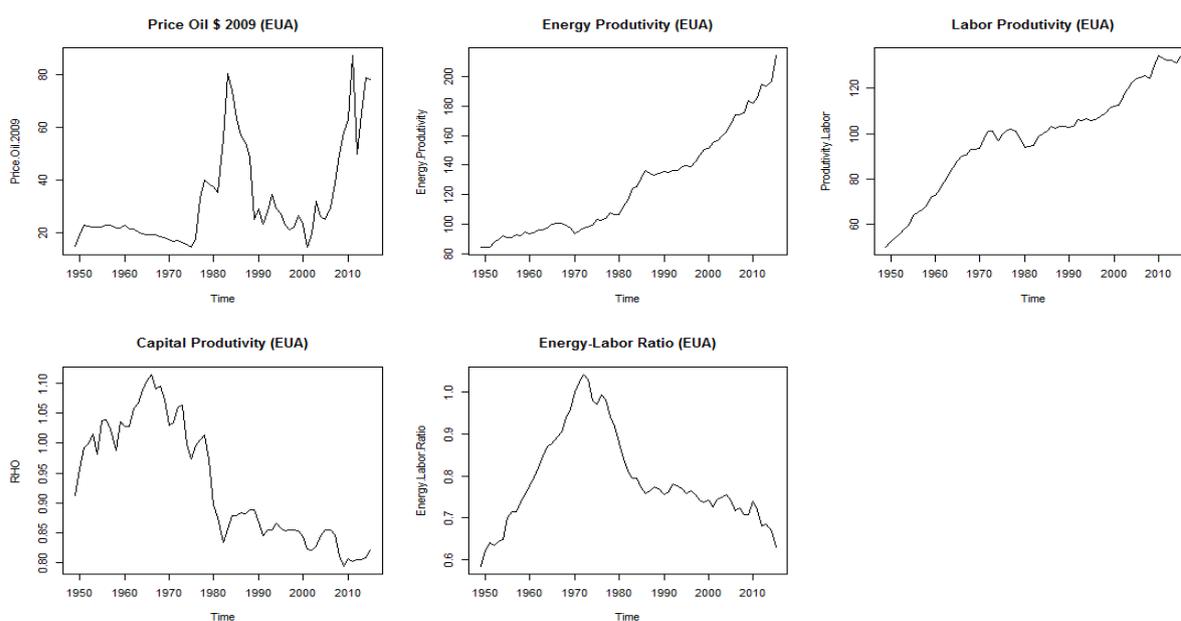
Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

A produtividade da energia teve uma média de US\$ 126,14 e máxima de US\$ 213,89 bilhões de produto por quatrilhão de BTUs, comportamento idêntico ao da produtividade do trabalho, com média de US\$ 98,17 e máxima de US\$ 134,42 bilhões de produto por milhão de trabalhador. Em contraste, a produtividade do capital e a relação energia/trabalhador aumentaram até a década de 70 e decresceram, substancialmente, com as crises do petróleo, sinalizando, eventualmente, inovação e mudança técnica induzidas por custos.

O valor médio do capital ocorreu em 1966, com 1,11 unidade de produto por capital e mínima de 0,79 em 2009, refletindo a crise econômica global de 2008. Contudo, a partir da

retomada do crescimento econômico, a produtividade do capital continuou estável, atingindo 0,82 unidade de produto por capital em 2015. A relação energia-trabalho seguiu, praticamente, a mesma trajetória, com valor mínimo de 0,59 quadrilhão de BTUs por milhão de trabalhadores em 1949 e o máximo de 1,04 em 1972, no auge da crise do petróleo.¹¹ Desde então, caiu, sensivelmente, nas três últimas décadas, alcançando 0,63 quadrilhão de BTUs por milhão de trabalhador em 2015, como descreve a Figura 19.

Figura 19 – Preço do petróleo, produtividades da energia, do trabalho e do capital e relação energia-trabalho nos EUA – 1949-2015



Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

A presença de padrões aleatórios e não aleatórios nas séries de produtividades e a razão energia-trabalho, assim como a identificação de quebra estrutural em vários períodos na variável preços do petróleo aconselha uma transformação logarítmica.¹² A vantagem da escala logarítmica é poder interpretar os coeficientes como elasticidades; a desvantagem, porém, é a de que a primeira diferença resulta na taxa de crescimento. A produtividade do capital apresenta correlação negativa com a produtividade da energia, embora inicie positiva, a partir de 1977, há um componente tendencial de correlação negativa, que expressa, eventualmente, indício de

¹¹ As unidades são expressas como seguem: produtividade da energia, $e = X/E = 84,8$ (US\$ Bi)/Quadrilhão (BTU); produtividade do trabalho, $x = X/L = 49,6$ (US\$ Bi)/mi; produtividade do capital, $\rho = X/K = 0,91$ US\$ Bi; e a relação energia/trabalhador, $el = E/L = 0,59$ Quadrilhão (BTU)/mi, ou 58.500 BTUs por trabalhador. Ambos os exemplos se referem ao ano de 1949.

¹² Trata-se de operação monotônica que não afeta a ordem dos dados, servindo para aplainar a distribuição.

mudança técnica induzida, fazendo com que os ganhos de produtividade da energia reduzam a produtividade do capital, conjectura reforçada pela correlação positiva com a produtividade do trabalho e com a razão energia-trabalho, que começa positiva, e, na década de 70, vigora um padrão de correlação negativa. A produtividade da energia acompanha as oscilações no preço do petróleo, e as expansões são respondidas com ganhos de eficiência.

Os coeficientes da Tabela 22 indicam alta correlação negativa das produtividades da energia e do capital (0,87), positiva com a produtividade do trabalho (0,85) e com o preço do petróleo (0,62) e negativa com a razão energia-trabalho (0,33). Seguem também correlações negativas entre as produtividades do trabalho e do capital (0,63), preço do petróleo e produtividade do capital (0,61) e positiva entre a razão energia-trabalho e a produtividade do capital (0,50). Igualmente, verifica-se existência de correlação positiva do preço do petróleo e a produtividade do trabalho (0,49), razão energia-trabalho e a produtividade do trabalho (0,19), e por fim, correlação negativa entre a razão energia-trabalho e o preço do petróleo (0,30). Resultados consistente com a hipótese de mudança técnica induzida por custos da energia.

Tabela 22 – Coeficientes de correlação do Log das séries preço do petróleo, produtividades da energia, do trabalho e do capital e energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015

COEFICIENTE CORRELAÇÃO	LN			
	Produtividade da Energia	Produtividade do Capital	Produtividade do Trabalho	Preço do Petróleo
LN Produtividade da Energia	1,000000			
LN Produtividade do Capital	-0,872053	1,000000		
LN Produtividade do trabalho.....	0,859404	-0,635510	1,000000	
LN Preço do petróleo ...	0,626988	-0,619536	0,490515	1,000000
LN Energia-Trabalho ...	-0,337855	0,504361	0,190878	-0,300779

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

4.3.2 Estacionariedade e cointegração

Dada a presença de quebra estrutural efetuamos dois testes de raiz unitária para o logaritmo das séries em nível e com uma diferença. Perron (1989), especifica quatro modelos de raiz unitária com quebra estrutural, conforme as características dos dados: sem tendência e

apenas uma mudança no nível da série, com tendência e uma única mudança no intercepto, mudança no nível e na tendência e mudança somente na tendência. O autor sugere duas opções para cada uma das especificações da dinâmica da quebra estrutural: *outliers* inovativo e aditivo. A opção *outlier* inovativo considera as quebras estruturais gradativas ocorrendo conforme a dinâmica de inovação e a opção *outlier* aditivo as quebras surgem imediatamente sempre que choques aleatórios alteram o comportamento das séries.

Tabela 23 – Testes de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho para os EUA – 1949-2015

	VARIÁVEL EM NÍVEL				VARIÁVEL EM UMA DIFERENÇA			
	LNe				D(LNe)			
	Outliers Inovativo		Outliers Aditivo		Outliers Inovativo		Outliers Aditivo	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,80006	0,6495	-3,2523	8,2390	***-7,021557	< 0,01	***-0,944546	< 0,01
1%	-5,71913		-5,3476		-5,7190		-5,7191	
5%	-5,17571		-4,8598		-5,1757		-5,1757	
10%	-4,89395		-4,6073		-4,8940		-4,8940	
	LNp				D(LNp)			
	Outliers Inovativo		Outliers Aditivo		Outliers Inovativo		Outliers Aditivo	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4,739	0,144	-3,582	0,776	***-6,27431	< 0,01	***-7,12103	< 0,01
1%	-5,719		-5,719		-5,719		-5,719	
5%	-5,176		-5,176		-5,176		-5,176	
10%	-4,894		-4,894		-4,894		-4,894	
	LNx				D(LNx)			
	Outliers Inovativo		Outliers Aditivo		Outliers Inovativo		Outliers Aditivo	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,0083	0,9607	-3,1204	0,9423	***-7,662567	< 0,01	***-7,871915	< 0,01
1%	-5,7191		-5,7191		-5,7191		-5,7191	
5%	-5,1757		-5,1757		-5,1757		-5,1757	
10%	-4,8940		-4,8940		-4,8940		-4,8940	
	LNP				D(LNP)			
	Outliers Inovativo		Outliers Aditivo		Outliers Inovativo		Outliers Aditivo	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3,6475	0,7395	-3,8501	0,6185	***-8,213459	< 0,01	***-8,620506	< 0,01
1%	-5,7191		-5,7191		-5,7191		-5,7191	
5%	-5,1757		-5,1757		-5,1757		-5,1757	
10%	-4,8940		-4,8940		-4,8940		-4,8940	
	Lnel				D(LNel)			
	Outliers Inovativo		Outliers Aditivo		Outliers Aditivo		Outliers Aditivo	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4,9772	0,0819	-4,0629	0,4786	***-6,014272	< 0,01	***-6,877747	< 0,01
1%	-5,7191		-5,7191		-5,7191		-5,7191	
5%	-5,1757		-5,1757		-5,1757		-5,1757	
10%	-4,8940		-4,8940		-4,8940		-4,8940	

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

Legenda: Prob. Correspondem aos p-valores assintóticos unilaterais de Vogelsang (1993). Nível de Significância Estatística: 1% ***, 5% ** e 10% *.

A Tabela 23 apresenta os resultados dos testes realizados em nível e com uma defasagem para os dois tipos de quebras estruturais. A estatística t e os valores críticos para a rejeição da hipótese nula à 1%, 5% e 10% mostram que as séries em nível possuem raiz unitária. Os valores críticos designam a rejeição da hipótese nula de existência de, ao menos, uma raiz unitária, os testes não rejeitam a hipótese nula. Nota-se, entretanto, que em primeira diferença, os testes, rejeitam a hipótese nula, as séries são estacionárias significativas estatisticamente a 1%, ou seja, as séries são $I(1)$.

Ressalta-se que os testes de raiz unitária foram realizados para cada uma das séries LNe , $LN\rho$, LNx , LNP e $LNeI$, usando a segunda especificação de Perron (1989), que assume quebra estrutural tanto no intercepto e quanto na tendência. Ademais, selecionamos o critério de informação de Akaike baseado em um número máximo de 10 lags e a escolha do ponto mínimo de quebra (Dickey-Fuller min- t), que minimiza a estatística t do intercepto da menor quebra da série. Cada teste exibe o ano em que ocorreu esse ponto de minimização e o começo de um novo período, assim, a variável produtividade da energia em nível teve sua menor quebra em 1977 e a série diferenciada em 1972, a produtividade do capital em 1978 e 1980, do trabalho em 1973 e 1989, preço do petróleo em 1988 e 2001 e relação energia-trabalho nos anos de 1967 e 1986 respectivamente, o que justifica a escolha do modelo (Dickey-Fuller min- t) para essas variáveis.

Para análise de cointegração aplicamos a abordagem de Engle e Granger (1987). O método investiga os resíduos de uma regressão com séries $I(1)$: se houver cointegração, os resíduos são $I(0)$; caso sejam $I(1)$, as variáveis não são cointegradas. A estacionariedade dos resíduos implica a rejeição da hipótese nula de que existe ao menos uma raiz unitária; logo, se a regressão dos resíduos produzir uma combinação linear de ordem $I(0)$, essa condição indica cointegração e estabilidade no longo prazo. A propriedade de estacionariedade sem a necessidade de transformação ou diferenciação das séries possibilita a estimação de um vetor autorregressivo para análise das variações no curto prazo. A existência de cointegração permite a estimativa de um modelo vetorial de correção de erros que respeita as propriedades de **superconsistência** na convergência dos parâmetros, oferecendo informações de ajustamento no curto prazo e relações de equilíbrio no longo prazo.

O procedimento requer, primeiramente, a estruturação do modelo VAR com as variáveis endógenas e *dummies* de tempo como variáveis exógenas, para capturar os períodos das quebras estruturais dado por: $Lne_t = f(Ln\rho_t; Lnx_t; LnP_t; LNeI_t) + g(dummies_t)$ e estimado na forma funcional da equação (68). Ressalta-se que as variáveis $I(1)$ de interesse são o logaritmo da produtividade da energia (Lne_t) em função das produtividades do capital ($Ln\rho_t$) e do trabalho (Lnx_t), do preço do petróleo (LNp_t) e da relação energia-trabalho ($LNeI_t$).

As quebras estruturais identificadas pelo método de detecção do teste de Perron (1989) sugerem inserir, no modelo, duas *dummies* de tempo, uma que captura rupturas nos anos de 1976 a 1983 e outra de 2001 a 2011.¹³ Prosseguindo a especificação inicial do modelo VAR, verificamos que a forma funcional log não possibilitou a estimativa do modelo: potencialmente, a multicolinearidade está impedindo a inversão da matriz para a obtenção dos coeficientes. A solução levou à definição da forma funcional log-nível, com as variáveis produtividades da energia, do trabalho e o preço do petróleo em log e as variáveis produtividade do capital e a relação energia-trabalho em nível. Os critérios de seleção da ordem de defasagem ótima indica uma defasagem.¹⁴

Definida a defasagem ótima do modelo passamos a checar a cointegração. O objetivo consiste em examinar a existência de equilíbrio no tempo distante, já que interessa o relacionamento das variáveis no futuro: caso as variáveis apresentem ao menos uma relação de cointegração, podemos estimar o modelo de correção de erros e estender a análise para o longo prazo. Assim, aplicamos o teste de cointegração de Johansen apropriado para grupo de séries. Para identificar a presença de cointegração o método estima as estatísticas de rastreamento (*Trace*) e máximo autovalor (*Eigen*), cujos resultados expomos na Tabela 24.

Tabela 24 – Teste de cointegração de Johansen das séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho nos EUA – 1949-2015

	Traço	1%	P-valor	Máximo valor	1%	P-valor
r = 0	86,2469***	77,8188	0.0014	52,6050***	39,3701	0,0001
r <= 1	33,6420	54,6815	0.5215	16,2968	32,7153	0,6405
r <= 2	17,3451	35,4582	0.6145	11,3560	25,8612	0,6118
r <= 3	5,9892	19,9371	0.6968	5,8774	18,5200	0,6290
r <= 4	0,1118	6,6349	0.7382	0,1118	6,6349	0,7382

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do RStudio e Eviews 9.

Legenda: Nível de Significância Estatística: 1% ***, 5% ** e 10% *. (1) P-valor de MacKinnon, Haug e Michelis (1999).

O teste de cointegração de Johansen estima o número de vetores de cointegração calculado com intercepto e tendência, seguindo Johansen e Juselius (1995). Os resultados informados na Tabela 24 designam os valores das estatísticas (*Trace*) e (*Eigen*) maiores que os

¹³ O teste de Perron (1989) apontou as seguintes quebras estruturais para as variáveis: produtividade da energia (1980 e 1986), produtividade do capital (1977, 1984 e 1986), produtividade do trabalho (1996), preço do petróleo (2002; 2006, 1986 e 1984) e relação energia-trabalho (1977 e 1983).

¹⁴ Consultar: Apêndice C.

valores críticos especificados a 1% de significância. Ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula de não existência de cointegração ($r = 0$); logo, existe ao menos um vetor de cointegração. De acordo com as estatísticas, não rejeita a hipótese nula para ($r \leq 1$), ($r \leq 2$), ($r \leq 3$) e ($r \leq 4$), e os valores críticos estimados para esses vetores são maiores; portanto, os resultados atestam a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

4.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção discorremos sobre os resultados do modelo VEC, a função impulso-resposta e causalidade de Granger. Satisfeita a condição de cointegração, estimamos um modelo vetorial de correção de erros com uma defasagem, considerando os menores valores dos critérios de Schwarz e de Akaike, uma equação de cointegração, intercepto e tendência. A Tabela 25 traz a dinâmica de ajustamento de longo prazo; os valores em parênteses são os **erros-padrão** e, dentro dos colchetes, a estatística t. Os coeficientes de ajustamento de longo prazo padronizados para a produtividade da energia em função das produtividades do capital e do trabalho, o preço do petróleo e a relação energia-trabalho, mostram parâmetros estatisticamente significativos a 1% para a produtividade do capital e a razão energia-trabalho, tal como a produtividade do trabalho e o preço do petróleo significativos a 10%, cogitando que ambas as variáveis estão interligadas, alterações na produtividade da energia a longo prazo depende do comportamento da produtividade do capital, do trabalho, do preço do petróleo e da relação energia-trabalho.

Tabela 25 – Estimativas do modelo de correção de erros (VEC) no longo prazo para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia/trabalho nos EUA – 1949-2015

Cointegração	CointEq1
LNe(-1)	1,000000
	0,350729***
LN _e (-1)	-0,153560
	[-2,28402]
	0,350999***
LN _x (-1)	-0,191680
	[-1,83115]
	0,024317***
LNP(-1)	-0,013320
	[-1,82502]

	continuação
	-0,836599***
LNel(-1)	-0,142220 [5,88263]
	0,007182***
@TREND(49)	-0,002880 [-2,49390]
Constante	3,210992***

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

Legenda: Significância estatística a 1% ***, 5% ** e 10%*.

A produtividade da energia é influenciada positivamente pelo preço do petróleo, mas também pelas produtividades do capital e do trabalho, índice de eficiência energética induzida por custos, visto que a mudança no preço do petróleo eleva a produtividade da energia; já a relação energia-trabalho tenderia a reduzi-la. Se a produtividade do trabalho requisitar maior relação energia-trabalho, ganhos de eficiência associados a maiores relações energia-trabalho evidenciam o efeito *rebound*. A especificidade da proxy utilizada, contudo, limita a robustez desse resultado.

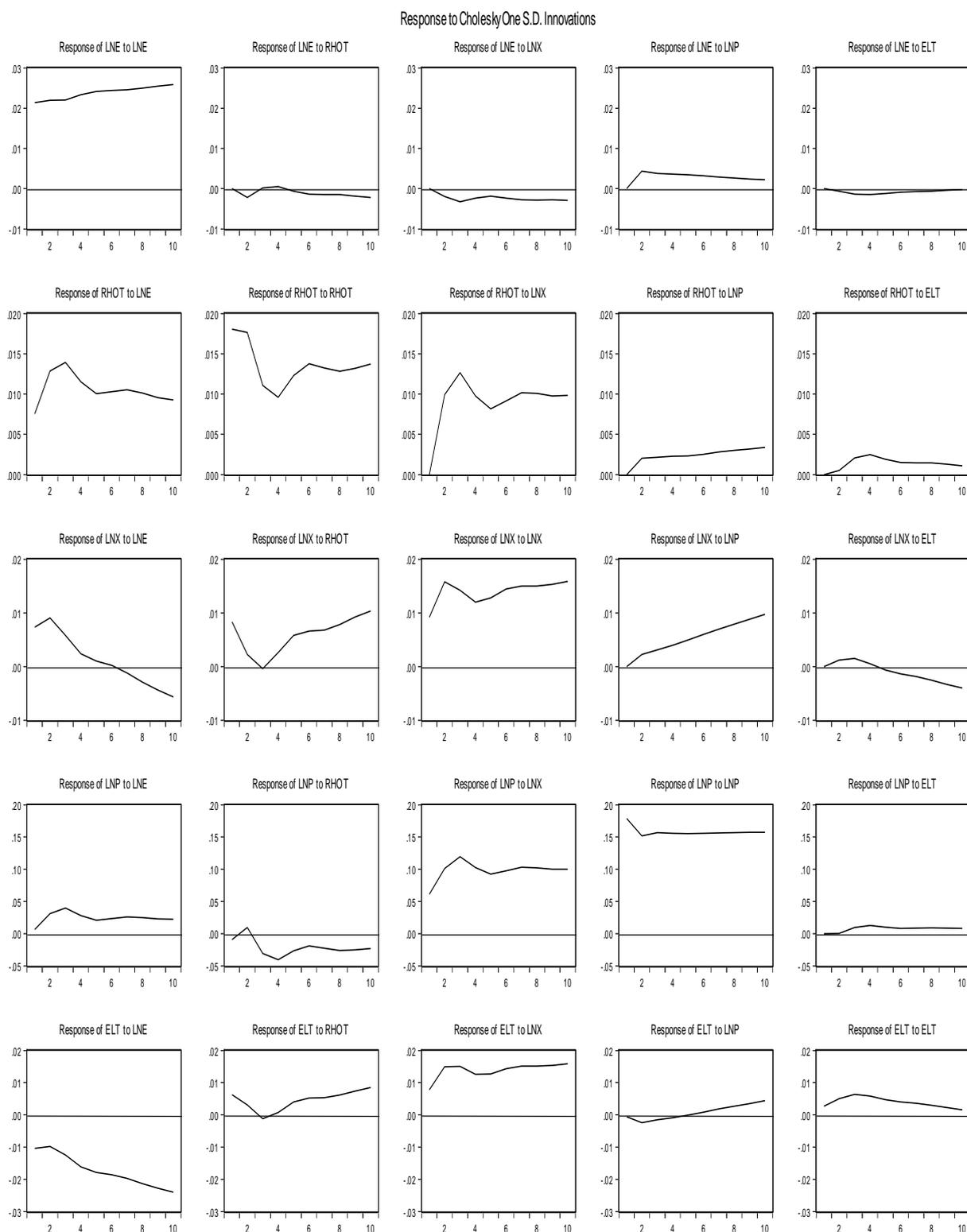
A adequabilidade e as condições de estabilidade, autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade nos resíduos do modelo especificado inicialmente foram verificadas mediante testes de raiz inversa do polinômio característico, Multiplicador de Lagrange (LM), Heterocedasticidade Condicional Autorregressivo (ARCH) e Doornik-Hansen para detecção de normalidade. Ambos os resultados validam a especificação inicial, o modelo VEC é estável, não possui autocorrelação e heterocedasticidade.¹⁵

O pressuposto de normalidade aconselha que os resíduos sigam uma distribuição normal. Doornik e Hansen (1994) testam essa hipótese usando estatística Qui-quadrado, comparando os coeficientes de assimetria e curtose aos de uma distribuição normal: (H_0) é a hipótese nula de normalidade, e (H_1), a de não normalidade. Os resultados indicam a presença de não normalidade. Bueno (2008) argumenta que a rejeição da hipótese nula supõe não normalidade, mas a não rejeição não significa que, nos momentos seguintes da distribuição, a hipótese de normalidade prevaleça. Contudo, cabe mencionar que a discussão dos resultados segue esta condicionalidade, sendo uma limitação desse tipo de abordagem o baixo número de observações, a perda de graus de liberdade torna o modelo sensível às especificações iniciais.¹⁶

¹⁵ Consultar: Apêndices E, F e G.

¹⁶ Consultar: Apêndice H.

Figura 20 – Função impulso-resposta do preço do petróleo, produtividades energética, do trabalho e do capital e relação energia/trabalhador nos EUA – 1949-2015



Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

Realizamos a análise da função impulso-resposta, para visualizar o tempo em que uma variável converge para o equilíbrio, dado um choque positivo em outra variável. Os gráficos das relações cruzadas mostradas na Figura 23, simulados para 10 períodos, são coerentes com o modelo VEC. A produtividade da energia sofre impacto dela própria, aumenta relativamente e estabiliza-se acima dos valores de origem, ocorrendo o contrário com as produtividades do capital, do trabalho e com a relação energia/trabalho, em que a produtividade da energia responde, negativamente, aos choques nessas variáveis; já as alterações nos preços do petróleo impulsionam a produtividade da energia, sem indício de retorno ao patamar inicial, o que é coerente com a hipótese de mudança técnica induzida.

Por sua vez, a produtividade do capital responde, positivamente, às variações próprias, aos choques nas produtividades da energia e do trabalho e, menos intensamente, às oscilações nos preços do petróleo e na razão energia/trabalho, que se estabilizam entre o quarto e o quinto intervalos. A produtividade do trabalho aumenta por influência própria, impulsiona o preço do petróleo e afeta, negativamente, a razão energia-trabalho, com queda no quinto intervalo. O choque no preço do petróleo reduz a produtividade do capital, altera, notavelmente, a produtividade do trabalho e limita a relação energia/trabalho. De modo igual, mudanças na razão energia/trabalho contagiam, negativamente, a produtividade da energia e geram instabilidade na produtividade do capital, embora respondam, positivamente, no terceiro intervalo. O mesmo acontece com a produtividade do trabalho, que aumenta de forma constante; o preço do petróleo reage negativamente e, a partir do quinto período, cresce mediante variações na razão energia-trabalho.

4.5 CAUSALIDADE DE GRANGER

As estimativas de causalidade mantêm-se coesas com o modelo VEC. Os resultados informados na Tabela 26 sustentam bicausalidade estatisticamente significativa a 5% entre as produtividades do capital e da energia, causalidade unidirecional da produtividade da energia à produtividade do trabalho e do preço do petróleo para a produtividade da energia. As produtividades do capital e da energia causam-se mutuamente; a produtividade da energia Granger causa a produtividade do trabalho; o preço do petróleo Granger causa a produtividade da energia; e a produtividade da energia Granger causa a relação energia-trabalho.

As estimativas corroboram a hipótese de que ganhos de eficiência são impulsionados por custos, compatível com mudança técnica induzida. Contudo, os resultados de causalidade evidenciam que, no longo prazo, a produtividade do trabalho é predita pela produtividade da

energia, levantando suspeita quanto à redução do uso de energia fóssil, já que os ganhos de eficiência aumentam a razão energia-trabalho, evento característico do efeito *rebound*.

Da mesma forma, relações de causalidade bidirecional da produtividade do trabalho para a produtividade do capital e unidirecional da produtividade do capital para o preço do petróleo significativas a 1% e 5% suscitam que, se a produtividade do capital precede variações na produtividade do trabalho e esta exige uma razão energia-trabalho crescente, minimizar o problema da mudança climática passaria por ganhos de eficiência energética, mas requereria, em contrapartida, investimentos em pesquisa e inovação, para expandir tecnologias impulsivas de mudança técnica limpa e o uso de energia renovável. Isso é consistente com a ideia de que os ganhos de eficiência são necessários, mas não suficientes, para reduzir as emissões de CO₂.

Tabela 26 – Causalidade de Granger entre as produtividades energética, do capital e do trabalho, preço do petróleo e relação energia/trabalho nos EUA – 1949-2015

Hipótese nula	Estatística F	Prob.
ρ não Granger-causa LNE	5,20019**	0,02600
LNE não Granger-causa ρ	5,62640**	0,02080
LNX does not Granger-causa LNE	0,07980	0,77850
LNE não Granger-causa LNX	4,52340**	0,03740
LNP não Granger-causa LNE	4,03318**	0,04890
LNE não Granger-causa LNP	2,00524	0,16170
ELT não Granger-causa LNE	0,07125	0,79040
LNE não Granger-causa ELT	1,57573***	0,00020
LNX não Granger-causa ρ	9,79466	0,00270
ρ não Granger-causa LNX	3,89507	0,05280
LNP não Granger-causa ρ	0,80967	0,37160
ρ não Granger-causa LNP	4,46751**	0,03850
ELT não Granger-causa ρ	5,83750***	0,01860
ρ não Granger-causa ELT	22,09250	0,00001
LNP não Granger-causa LNX	0,45419	0,50280
LNX não Granger-causa LNP	0,96140	0,33060
ELT não Granger-causa LNX	4,61118**	0,03560
LNX não Granger-causa ELT	15,50210***	0,00020
ELT não Granger-causa LNP	0,21417	0,64510
LNP não Granger-causa ELT	24,57290***	0,00001

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

A bicausalidade da produtividade do capital para a razão energia-trabalho, postula que a razão energia-trabalho é movida por variações na produtividade do capital. Considerando inovações induzidas, isso contribuiria para diminuir o uso de energia fóssil, minimizando a poluição mediante a adoção de técnicas limpas e ações de abatimento. Nota-se também que a existência de bicausalidade da produtividade do trabalho para a relação energia-trabalho e a unicausalidade do preço do petróleo para a relação energia-trabalho são compatíveis com a hipótese de mudança técnica limpa. A razão energia-trabalho depende de variações tanto no preço do petróleo como na produtividade do trabalho; porém, a produtividade da energia causa a produtividade do trabalho, e o preço do petróleo causa a produtividade da energia.

Os resultados da Tabela 26 respaldam a causalidade para esse conjunto de variáveis que, no contexto da análise, redireciona para o problema da mudança climática condicionada a inovações e mudança técnica induzida. Se a razão energia-trabalho prediz variações nas produtividades da energia, do capital e do trabalho e no preço do petróleo, argumentos de que os ganhos de eficiência energética, inovações e uso de energia renovável são coerentes para mitigar a mudança climática, isso corrobora a abordagem de Andreas (2002), para quem a mudança técnica induzida advém de imposição de custos, com encadeamentos em pesquisa, desenvolvimento tecnológico e inovações limpas. Ambas as relações ressaltam a importância da produtividade da energia para um caminho de transição.

4.6 CONCLUSÃO

Este capítulo estimou cointegração, modelo de correção de erros e causalidade de Granger para a economia dos EUA, no período de 1949 a 2015. Investigamos as relações de longo prazo, explorando os vínculos da produtividade da energia e a razão energia-trabalho com o preço do petróleo, mudança técnica induzida e efeito *rebound*. Identifica-se alta correlação da produtividade da energia com o preço do petróleo e a produtividade do trabalho, correlação negativa com a produtividade do capital e a razão energia-trabalho. Desse resultado, conclui-se que o preço do petróleo eleva a produtividade da energia, reduz a razão energia-trabalho e a produtividade do capital, e que a produtividade da energia expande a produtividade do trabalho.

O segundo resultado, mostra que, no longo prazo, a produtividade do trabalho e a relação energia-trabalho estão interligadas com a produtividade da energia, mas esse relacionamento se dá de forma inversa. As implicações econômicas indicam que variações na produtividade do trabalho e na relação energia-trabalho tendem a reduzir a produtividade da energia. Em um cenário de mudança técnica induzida, aumentos na produtividade da energia requerem relações

energia-trabalho crescentes e mais uso de energia, indício de efeito *rebound*. Contudo, ainda que variável proxy não expresse o efeito *rebound*, o fato dos ganhos de eficiência depender de razões energia-trabalho crescentes traz maiores incertezas à redução das emissões de CO₂.

A pesquisa constatou causalidade cumulativa entre as produtividades do capital e da energia, relação energia-trabalho e produtividade do trabalho. Causalidade unidirecional da produtividade da energia para a produtividade do trabalho, do preço do petróleo à produtividade da energia, da produtividade da energia para a relação energia-trabalho e do preço do petróleo para a razão energia-trabalho. Conclui-se, portanto, que há evidência de que a produtividade da energia é causada no sentido de precedência temporal pelo preço do petróleo, corroborando a hipótese de mudança técnica induzida por custos.

A terceira conclusão especificamente da análise de causalidade revela, que a relação energia-trabalho é precedida pela produtividade da energia, sugerindo que variações na relação energia-trabalho são causadas pela produtividade da energia, a produtividade da energia eleva a razão energia-trabalho. Essa evidência, entretanto, não caracteriza o efeito *rebound*, pois o aumento da relação energia-trabalho pode estar associado à mudança na força de trabalho e outros fatores. Assim, os ganhos de eficiência podem revelar-se insuficientes para mitigar o problema da mudança climática, logo, a hipótese de progresso técnico endógeno estendida aos custos da poluição ambiental deve ser incentivada para induzir inovações e mudança técnica limpa, evitando que os ganhos de eficiência produzam o alongamento de ações mitigadoras.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescimento do produto com níveis baixos de emissões seria possível somente se as tecnologias limpas fossem impulsionadas e as emissões por unidade de produto caíssem continuamente. A estrutura de redução das emissões dependerá de progresso tecnológico endógeno para impulsionar a mudança técnica na produção de bens, alterando a composição setorial por meio do progresso tecnológico e de inovações induzidas a fim de reduzir os custos de abatimento das emissões, melhorar a qualidade ambiental e propiciar a mitigação da mudança climática. Esta tese abordou no primeiro capítulo, um panorama associado às atividades econômicas e ao nível de poluição, recorrendo ao método de causalidade de Granger, em painel, para investigar as relações de precedência temporal das emissões de dióxido de carbono (CO_2), produtividade do trabalho, relação capital-trabalho e o uso de energia.

Na amostra completa, os resultados estimados identificam causalidade homogênea da produtividade do trabalho para as emissões e para a relação capital-trabalho, das emissões para a razão capital-trabalho e do uso de energia para as emissões. As duas primeiras causalidades persistem no subgrupo sem os principais produtores de petróleo e mantêm-se na América e África acrescidas do consumo de energia e da produtividade do trabalho para as emissões. Na Ásia, verifica-se causalidade das emissões para a produtividade do trabalho, uso de energia por trabalhador e para a relação capital-trabalho, deduzindo-se que as variáveis ambientais causam as variáveis econômicas dado o uso intensivo de energia fóssil. Em países desenvolvidos, a causalidade bidirecional homogênea, compatível com as características dessas economias apontam causação circular cumulativa das emissões de CO_2 para as variáveis econômicas.

Esse panorama das relações de causalidade mostra que os efeitos escala e técnica, conjuntamente, são os principais canais propagadores do fluxo de emissões, estando a produtividade do trabalho e o uso de energia no centro dessas relações. Sugestivamente, a expansão da produção requer o crescimento da produtividade do trabalho e do consumo de energia, causando o nível de emissões e, eventualmente, a mudança na relação capital-trabalho, gerando uma combinação cumulativa de efeitos sobre o fluxo de emissões. Esses resultados são consistentes para o conjunto da amostra e para os subgrupos.

No segundo capítulo, submeteu-se à investigação empírica o modelo de Solow verde, utilizando-se de abordagens não paramétrica e semiparamétrica. Os resultados estimados com a taxa de lucro, a função de produção e a relação capital-trabalho, separadamente, subsidiam o modelo. Exceto para 2014, não há evidência concreta de retornos marginais decrescentes do capital com a função de produção. O formato das curvas de regressão é compatível com a CKA

para emissões de CO₂ nos três cortes de dados, com ressalva em 2014, em que há menor suavidade. Os resultados não mostram a CKA para os gases óxido nitroso, N₂O, e metano, CH₄.

Em economias heterogêneas os resultados subsidiam a proposição de convergência condicional em emissões *per capita* de CO₂, porém, igualmente, não se encontra aderência do modelo para as emissões de N₂O e CH₄. As emissões de CO₂ estão mais conectadas ao efeito escala do crescimento econômico do que as emissões de óxido nitroso e gás metano, atribuindo-se à essa causa a maior aderência do modelo às emissões de CO₂. Mencionamos ainda que o modelo teórico sustenta suas hipóteses e proposições independentes de regulações, mas os resultados empíricos, no entanto, podem referendar alguma relação com a política ambiental de estímulo à redução das emissões de CO₂ a partir dos anos 90.

Por fim, realizamos, no terceiro capítulo, estimativas de um modelo VEC e causalidade de Granger, em séries de tempo, para explorar as relações da produtividade da energia, preço do petróleo, mudança técnica induzida e as ligações com a mudança climática para os Estados Unidos da América (EUA). Desta investigação, deduz-se dois resultados interdependentes, apoiando a hipótese de mudança técnica induzida por custos da energia fóssil. O primeiro revela que, no longo prazo, a produtividade da energia é explicada pelas variações nos preços do petróleo e que esta responde positivamente com ganhos de eficiência; o segundo, porém, revela que esse processo ocorre elevando a relação energia-trabalho, depreendendo-se que aquilo que é positivo em termos de ganhos de eficiência pode não ser tão bom assim para o meio ambiente.

Vimos tanto pela análise de correlação quanto pelas estimativas do modelo de correção de erros e causalidade de Granger, que a produtividade da energia está no centro das relações com o preço do petróleo. A produtividade do trabalho e a relação energia-trabalho são imediatamente dependentes da produtividade da energia. Disso pode-se inferir que há em curso mudança técnica induzida por custos da energia fóssil, canal que expande a produtividade energética e a produtividade do trabalho. Porém, parece haver um limite aparente, pois a produtividade do trabalho e a relação energia-trabalho dependem da produtividade da energia.

Esse limite estaria relacionado ao próprio progresso tecnológico indutor e a inovações induzidas. Essas conexões ilustram que, sendo o preço do petróleo a variável chave exógena, desencadeadora de tais efeitos, as variações nos preços desse insumo funcionam como um elo para induzir a mudança técnica e os ganhos de eficiência. No entanto, isso reflete diretamente em aumento da relação energia-trabalho, reintroduzindo o dilema da mudança climática. Essa simples constatação averte que a mudança técnica induzida melhora o padrão tecnológico sem alteração da base técnica, o que sugere o aprimoramento da pesquisa no campo da mudança técnica limpa.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D. *et al.* Transition to clean technology. **Journal of Political Economy**, v. 124, n. 1, p. 52, 2016.
- AGHION, P. *et al.* Carbon taxes, path dependency, and directed technical change: evidence from the auto industry. **Journal of Political Economy**, v. 124, n. 1, p. 1, 2016.
- AGRAS, J.; CHAPMAN, D. A dynamic approach to the Environmental Kuznets Curve hypothesis. **Ecological Economics**, v. 28, n. 2, p. 267-277, 1999.
- ALCOTT, B. Jevons' paradox. **Ecological Economics**, v. 54, n. 1, p. 9-21, 2005.
- ANG, B. W.; LIU, N. A cross-country analysis of aggregate energy and carbon intensities. **Energy Policy**, v. 34, n. 15, p. 2398-2404, 2006.
- ANTWEILER, W.; COPELAND, R. B.; TAYLOR, M. S. Is free trade good for the emissions: 1950-2050. **The Review of Economics and Statistics**, v. 80, p. 15-27, 2001.
- ARROW, K. J. *et al.* Economic growth, carrying capacity, and the environment. **Science**, v. 268, p. 520, 1995.
- ASLAN, A. *et al.* Energy consumption and economic growth: evidence from micro data. **ASBBS Annual Conference**, Las Vegas, v. 10, n. 1, p. 280-288, 2013.
- BAEK, E.; BROCK, W. **A general test for non-linear granger causality**: bivariate model. Working paper. Madison: Iowa State University and University of Wisconsin, 1992.
- BALTAGI, B. H.; GRIFFIN, J. M.; XIONG, W. To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimators applied to cigarette demand. **Review of Economics and Statistics**, v. 82, n. 1, p. 117-126, 2000.
- BEKIROS, S. D.; DIKS C. G. H. The relationship between crude oil spot and futures prices: cointegration, linear and nonlinear causality. **Energy Economics**, v. 30, n. 5, p. 2673-2685, 2008.
- BARKER, T.; DAGOUMAS, A.; RUBIN, J. The macroeconomic rebound effect and the world economy. **Energy Efficiency**, v. 2, n. 411-427, 2009.
- BARNETT, H. J.; MORSE, C. **Scarcity and growth**: the economics of natural resource availability. Baltimore: John Hopkins University Press for Resources to Future, 1963.
- BEDIR, S.; YILMAZ, V. M. CO₂ emissions and human development in OECD countries: granger causality analysis with a panel data approach. **Eurasian Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 97-110, abr. 2016.
- BINSWANGER, M. Technological progress and sustainable development: what about the rebound effect? **Ecological Economics**, v. 36, p. 119-132, 2001.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. *In*: BALTAGI, B. H. (Ed.). **Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**. Amsterdam: JAY Press, 2000. (Advances in Econometrics; v. 15). p. 161-178.

BREITUNG, J.; PESARAN, M. H. **Unit roots and cointegration in panels**. Working Paper, n. 1565. [S. l.]: Center for Economic Studies & Ifo Institute for Economic Research CESifo, 2005.

BROCK, W. A.; TAYLOR, M. S. Economic growth and the environment: a review of theory and empirics. **National Bureau Of Economic Research**, Massachusetts, n. 10854, oct. 2004.

BRUE, S. L. **História do pensamento econômico**. 6. ed. São Paulo: Cengage, 2006.

BRUNDTLAND, G. H. **Report of the World Commission on Environment and Development: our common future**. Oslo, 20 mar. 1987.

BUENO, R. D. L S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

BUENO, R. D. L S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

BUONANNO, P.; CARRARO, C.; GALEOTTI, M. **Endogenous induced technical change and the costs of Kyoto**. Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM), 2001. (Nota di Lavoro, n. 64).

BULTE, E. H.; SOEST, D. P. van. Environmental degradation in developing countries: households and the (reverse) Environmental Kuznets Curve. **Journal of Development Economics**, v. 65, p. 225-235, 2001.

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, jan./mar. 2010.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, p. 249-272, 2001.

CHO, J. S.; KIM, T.-H.; SHIN, Y. **Quantile cointegration in the autoregressive distributed-lag modelling framework**. Working papers, n. 2014rwp-69. Yonsei: Economic Research Institute, Yonsei University, 2014.

COLE, M. A.; ELLIOTT, R. JR. Determining the trade–environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 46, n. 3, p. 363-383, 2003.

COLE, M. A. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages. **Ecological Economics**, v. 48, n. 1, p. 71-81, 2004.

CHEN, A. S.; LIN, J.W. Cointegration and detectable linear and nonlinear causality: analysis using the London Metal Exchange lead contract. **Applied Economics**, v. 36, p. 1157-1167, 2004.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-431, 1979.

DINDA, S. A theoretical basis for the environmental Kuznets curve. **Ecological Economics**, v. 53, n. 3, p. 403-413, 2005.

DINDA, S.; COONDOO, D. Income and emission: A panel data based cointegration analysis. **Ecological Economics**, v. 57, p. 167-181, 2006.

DOGAN, E.; TURKEKUL, B. CO₂ emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: testing the EKC hypothesis for the USA. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 23, n. 2, p. 1203-1213, 2016.

DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. **An omnibus test for univariate and multivariate normality**. Manuscript, 1994.

DOORNIK, J. A. **Testing general restrictions on the cointegrating space**. Manuscript, 1995.

DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. **Testing for granger non-causality in heterogeneous panels**. França, 2012. Disponível em: halshs-00224434v2. Acesso em: 20 jan. 2019.

DUMÉNIL, G.; LÉVY, D. A stochastic model of technical change, application to the US. Economy (1869-1989). **Metroeconomica**, v. 46, n. 3, p. 213-245, 1995.

DUMÉNIL, G.; LÉVY, D. Technology and distribution managerial in capitalism: the chain historical trajectories à la and countertendential traverses. **Science & Society**, v. 80, n. 4, p. 530-549, 2016.

EDER, L. V. *et al.* Forecasting sustainable development of transport sectors of russia and eu: energy consumption and efficiency. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 8, n. 2, p. 74-80, 2018.

EFROMOVICH, S. **Nonparametric curve estimation**. New York: Springer, 1999.

EMG, U. N. Global drylands: a UN system-wide response. **United Nations Environment Management Group**, v. 131, 2011.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

DUNCAN FOWLEY'S HOMEPAGE. **Extended Penn World Table: EPWT 6.0**. [S. l.], [200-?]. Disponível em: <https://sites.google.com/a/newschool.edu/duncan-foley-homepage/home/EPWT>. Acesso em: 20 nov. 2018.

FAO. **The state of food insecurity in the world 2012**: economic growth is necessary but not sufficient to accelerate reduction of hunger and malnutrition. Rome: FAO, 2012.

FARHANI, S.; OZTURK, I. Causal relationship between CO2 emissions, real GDP, energy consumption, financial development, trade openness, and urbanization in Tunisia. **Environmental Science and Pollution Research**, v. 22, p. 15663-15676, 2015.

FERRER-I-CARBONELL, A.; GOWDY, J. M. Environmental degradation and happiness. **Ecological Economics**, v. 60, p. 509-516, jan. 2007.

FISHER, R. A. **Statistical methods for research workers**. 4. ed. Edinburgh: Oliver & Boyd, 1932.

FOLEY, D. K. Endogenous technical change with externalities in a classical growth model. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 52, p. 167-189, 2003.

FOLEY, D.; MARQUETTI, A. Economic growth from a classical perspective. *In*: TEIXEI, J. (Org.). **Money, growth, distribution and structural change: contemporaneous analysis**. Brasília, DF: University of Brasilia Press, 1997. p. 197-210.

FOLEY, D. K.; MICHL, T. **Growth and distribution**. Cambridge: Harvard University Press, 1999.

FOSTER, J. B. **A ecologia de Marx: materialismo e natureza**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2010.

FOX, J. **Applied regression analysis and generalized linear models**. 2. ed. Thousand Oaks: SAGE, 2008a.

FOX, J. **Nonparametric simple regression: smoothing scatterplots**. Thousand Oaks: SAGE, 2000b.

FOX, J.; WEISBERG, S. **An R companion to applied regression**. 2. ed. Thousand Oaks: SAGE, 2011.

FRIEDMAN, J. H.; STUETZLE, W. Projection pursuit regression and generalized linear model. **Journal of the American Association**, v. 76, p. 817-823, 1981.

GARRET, H. The tragedy of the commons. **Science New Series**, v. 162, n. 3859, dec., 1968.

GEORGESCU-ROEGEN, N. **The entropy law and the economic process**. Cambridge: Harvard University Press, 1971.

GEORGESCU-ROEGEN, N. **O decrescimento: entropia, ecologia, economia**. São Paulo: Senac São Paulo, 2012.

GILLINGHAM, K.; RAPSON, D.; WAGNER, G. The rebound effect and energy efficiency policy. **Review of Environmental Economics and Policy**, forthcoming, p. 1-38, sep. 2015.

GOODWIN, R. M. Economic evolution, chaotic dynamics and the Marx-Keynes-Schumpeter system. In: HODGSON, G. M.; SCREPANTI, E. (Ed.). **Rethinking economics**: markets, technology and economic evolution. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 1990. p. 138-152.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GRANGER, C. W. J. Some recent development in a concept of causality. **Journal of Econometrics**, v. 39, n. 1, p. 199-211, 1988.

GRANGER, C. W. J.; HUANG, L. **Evaluation of panel data models**: some suggestions from time series. San Diego: Mimeo U.C., 1997.

GREEN, P. J.; SILVERMAN, B. W. **Nonparametric regression and generalized linear models**: a roughness penalty approach. London: Chapman and Hall, 1994.

GREENING, L. A.; GREENE, D. L. **Energy use, technical efficiency, and the rebound effect**: a review of the literature. Report to the Office of Policy Analysis and International Affairs, US Department of Energy. Washington, DC, dec. 1997.

GREENING, L. A.; GREENE, D. L.; DIFIGLIO, C. Energy efficiency and consumption: the rebound effect: a survey. **Energy Policy**, v. 28, n. 6-7, p. 389-401, jun. 2000.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. **NBER Working Papers**, n. 3914, 1991.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Economic growth and the environment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995.

GRUBB, M.; KÖHLER, J.; ANDERSON, D. Induced technical change in energy and environmental modeling: analytic approaches and policy implications. **Annual Review Energy Environment**, v. 27, p. 271-308, 2002.

GU, C. Multidimensional smoothing with smoothing splines. In: SCHMIEK, M. G. (Ed). **Smoothing and regression**: approaches, computation, and applications. New York: Wiley, 2000.

HADRI, K. Testing for stationarity in heterogeneous panel data. **Econometrics Journal**, v. 3, n. 2, p. 148-161, 2000.

HALICIOGLU, F. An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. **Energy Policy**, v. 37, p. 1156-1164, 2009.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HAO, Y.; WEI, Yi-M. When does the turning in China's CO₂ emissions occur?: results based on the green solow model. **CEEP-BIT Work Paper**, sep. 2014.

HARBAUGH, W. T.; LEVINSON, A.; WILSON, D. M. Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 3, p. 541-551, 2002.

HARCOURT, G. C. **Capital and Growth**. Harmondsworth: Penguin, 1971.

HASSINE, M. B.; HARRATHI, N. The causal links between economic growth, renewable energy, financial development and foreign trade in gulf cooperation council countries. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 2, p. 76-85, 2017.

HASTIE, T. J. Generalized additive models. *In*: CHAMBERS, J. M.; HASTIE, T. J. (Ed.). **Statistical models in S**. Wadsworth: Pacific Grove, 1992. p. 421-454.

HASTIE, T. J.; TIBSHIRANI, R. J. **Generalized additive models**. London: Chapman and Hall, 1990.

HETTIGE, H.; LUCAS, R. E. B.; WHEELER, D. The toxic intensity of industrial production: global patterns, trends and trade policy. **American Economic Review**, v.82, n. 2, p. 478-481, 1992.

HICKS, J. **The theory of wages**. London: Macmillan, 1932.

HILL, R. C.; JUDGE, G., G.; GRIFFITHS, W. E. **Econometria**. 3. ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

HIRCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W. E.; ROSEN, H. S. Estimating vector autoregressions with panel data. **Econometrica**, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

HOLTZ-EAKIN, D.; SELDEN, T. M. Stoking the fires? CO2 Emission and Economic Growth. **Journal of Public Economics**, v. 57, p. 85-101, 1995.

IBRAHIMAJ, D. **Statistical Yearbook 2017**. Shqipëri: Instituti I Statistikave, 2017.

IEA. **Key world energy trends**: excerpt from world energy balances. [2016]. Disponível em: <http://www.iea.org/t&c>. Acesso em: 28 jan. 2019.

IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

IPCC. **Climate Change 2007**. The Physical Science Basis. [S. l.], 2007. Disponível em: https://www.ipcc.ch/publications_and_data/publications_ipcc_fourth_assessment_report_wg1_report_the_physical_science_basis.htm. Acesso em: 28 nov. 2018.

IPCC. **Technical report**. [S. l.], 2013. Disponível em: <http://www.ipcc.ch>. Acesso em: 28 nov. 2018.

IPPC. **Technical report**. [S. l.], 2014. Disponível em: <http://www.ipcc.ch>. Acesso em: 28 nov. 2018.

JAYANTHAKUMARAN, K.; LIU, Y. CO₂ emissions, energy consumption, trade and income: a comparative analysis of China and India. **Energy Policy**, v. 42, jan. 2012.

JALIL, A.; MAHMUD, S. F. Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: a cointegration analysis for China. **Energy Policy**, v. 37, p. 5167-5172, dec. 2009.

JBARA '07, B. W. Exploring the causality between the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve. **Honors Projects**, paper 21, 2007.

JEVONS, W. S. **The coal question**: an inquiry concerning the progress of the nation, and the probable exhaustion of our coal-mines. 2. ed. London: Macmillan and Co., 1866.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, v. 53, n. 1/3, p. 211-244, 1992.

JOHN, A.; PECCHENINO, R. An overlapping generation's model of growth and the environment. **The Economic Journal**, v. 104, n. 427, p. 1393-1410, 1994.

JONES, H. G. **Modernas teorias do crescimento econômico**: uma introdução. São Paulo: Atlas, 1979.

KAO, C. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. **Journal of Econometrics**, v. 90, p. 1-44, 1999.

KELEJIAN, H. H. An Extension of a Standard Test for Heteroskedasticity to a Systems Framework. **Journal of Econometrics**, v. 20, p. 325-333, 1982.

KEMP-BENEDICT, E. Cost share-induced technological change and Kaldor's stylized facts. **Metroeconomica**, v. 70, n. 1, p. 2-23, 2018. doi:10.1111/meca.12223

KHOBAI, H.; ROUX, P. Le. Does renewable energy consumption drive economic growth: evidence from granger-causality technique. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 8, n. 2, p. 205-212, 2018.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.

LEAN, H. H.; SMYTH, R. CO₂ emissions, electricity consumption and output in Asean. **Applied Energy**, v. 87, n. 6, p. 1858-1864, 2010.

LEONARD, A. **A história das coisas: da natureza ao lixo, o que acontece com tudo que consumimos.** Rio de Janeiro: Zahar, 2011.

LEVIN, A; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel date: asymptotic an finite sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LEVINSON, A. Environmental regulatory competition: a status report and some new evidence. **National Tax Journal**, v. 56, n. 1, pt. 1, p. 91-106 mar. 2003.

LÖSCHEL, A. **Technological change in economic models of environmental policy: a survey.** Milano: Fondazione Eni Enrico Mattei (FEEM), 2002. (Nota di Lavoro, n. 4).

LOPES, G. B. **Um estudo sobre a Curva ambiental de Kuznets e a convergência da pegada ecológica.** 2013. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2013.

LOPEZ, L.; WEBER, S. Testing for Granger causality in panel data. University Neuchetel. **IRENE Working Paper**, n. 17-03, jul-2017. Disponível em: https://www.unine.ch/files/live/sites/irene/files/shared/documents/Publications/Working%20apers/2017/WP17-03_V2.pdf. Acesso em: 20 nov. 2018.

LOPEZ, R. The environment as a factor of production: the effects of economic growth and trade liberalization. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 27, n. 2, p. 163-184, 1994.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis.** New York: Springer-Verlag, 1991.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, nov. 1996.

MACKINNON, J.; HAUG, A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, n. 5, p. 563-577, 1999.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, p. 631-652, 1999.

MADDISON, D.; REHDANZ, K. The impact of climate on life satisfaction. **Ecological Economics, Ecological Economics**, v. 70, p. 2437-2445, 2011.

MARCOVITCH, J.; MARGULIS, S.; DUBEUX, C. B. S. **Economia da mudança do clima no Brasil: custos e oportunidades.** São Paulo: IBEP Gráfica, 2010.

MARINAS, M.-C. *et al.* Renewable energy consumption and economic growth: causality relationship in Central and Eastern European countries. **PLoS ONE**, v. 13, n. 10, e0202951, 2018.

MARQUETTI, A. A. **Do rising real wages increase the rate of labor-saving technical change?: some econometric evidence.** New York: Blackwell Publishing, 2004.

- MARQUETTI, A. A. A cross-country non parametric estimation of the returns to factors of production and the elasticity of scale. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17 n. 1, p. 95-126, 2007.
- MARQUETTI, A. A. A non-parametric test of the solow-swan growth model. **Análise Econômica**, v. 25, n. 47, p. 43-61, mar. 2007.
- MARQUETTI, A. A.; VIALI, L. Princípios e aplicações de regressão local. **Análise Econômica**, v. 22, n. 42, p. 253-277, set. 2004.
- MARQUETTI, A. A.; PICHARDO, G. M. Patterns of growth and technical change in producing a good and bad product. **Investigacion Economic**, v. 72, n. 284, p. 57-82, 2013.
- MARX, K. **O capital**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.
- MARTÍNEZ-ZARZOSO, I.; MARUOTTI, A. The impact of urbanization on CO2 emissions: Evidence from developing countries. **Ecological Economics**, v. 70, n. 7, p. 1344-1353, 2011.
- MEADOWS, D. *et al.* **The limits to growth**: a report for the club of rome's project on the predicament of mankind. New York: Universe, 1972.
- MILLIMET, D. L.; RACINE, J. S. **The robustness of parametric estimates of pollution abatement costs on manufacturing plant births across U.S. States**. US, 2007. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/c326/fe86e66776ab1bd2a354edf5f78ca762f24f.pdf>. Acesso em: 28 nov. 2018.
- MICHEL, T. R.; FOLLEY, D. K. Crossing Hubbert's peak: Portfolio effects in a growth model with exhaustible resources. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2007.
- MIRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Saga, 1968.
- NAIR-REICHERT, U.; WEINHOLD, D. Causality tests for cross-country panels: new look at fdi and economic growth in developing countries. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 63, n. 2, p. 153-171, 2001.
- NASIR, M.; REHMAN, F. U. Environmental Kuznets Curve for carbon emissions in Pakistan: an empirical investigation. **Energy Policy**, v. 39, p. 1857-1864, mar. 2011.
- NASON, G. P.; SILVERMAN, B. W. Wavelets for regression and other statistical problems. *In*: SCHMIEK, M. G. (Ed). **Smoothing and regression**: approaches, computation, and applications. New York: Wiley, 2000.
- NORDHAUS, W. D. **Invention, growth and welfare**: a theoretical treatment of technology change. Cambridge: MIT Press, 1969.
- NORDHAUS, W. D. **Managing the global commons**: the economics of climate change. Cambridge: MIT Press, 1994.

NORDHAUS, W. D.; BOYER, J. **Warming the world**: economic modeling of global warming. Cambridge: MIT Press, 2000.

NORDHAUS, W. D. **The challenge of global warming**: economic models and environmental policy. New Haven: Yale University Press, 2007.

NORDHAUS, W. D. **A question of balance**: weighing the options on global warming policies. New Haven: Yale University Press, 2008.

NURKSE, R. Alguns aspectos internacionais do desenvolvimento econômico. *In*: AGARWALA, A. N.; SINGH, S. P. (Ed.). **A economia do subdesenvolvimento**. Rio de Janeiro: Cia Editora Forense, 1969.

OLIVEIRA, G. de. **Developing environmental and ecological macromodels**. 2016. Tese (Doutorado em Ciências) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016.

PANAYOTOU, T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. **ILO Working Papers**, n. 992927783402676, 1993.

PAO, H.-T.; TSAI, C.-M. Multivariate granger causality between CO₂ emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. **Energy Policy**, v. 38, n. 12, p. 7850-7860, dec. 2010.

PARTHA, D.; HEAL, G. The optimal depletion of exhaustible resources. **The Review of Economic Studies**, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources, v. 41, p. 3-28, 1974.

PARZEN, E. On estimation of a probability density function and model. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 33, n. 3, p. 1065-1076, 1962.

PATTERSON, K. **An introduction to applied econometrics**: a time series approach. New York: St. Martin's Press, 2000.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, nesp., p. 653-670, 1999.

PEDRONI, P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. **Econometric Theory**, v. 20, p. 597-625, 2004.

PEDRONI, Peter. CANNING. The effect of infrastructure on long run economic growth. *The Manchester School*, 76, 504-527, 2008.

PERITO, G.; REQUATE, T., Does more stringent environmental regulation induce or reduce environmental innovations: when the rate of technologically adoption is inverted U-shaped?. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 64 n. 3, p. 453-467, 2012.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in times series regression. **Biometrika**, v. 75, p. 355-346, 1988.

PICHARDO, G. A. M. (Comp.). **Tendência y ciclo en económico: teoría y evidencia empírica**. Mexico: Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Economía, 2015.

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

POPESCU, G. H. *et al.* The emergence of the effects and determinants of the energy paradigm changes on European Union economy. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 81, p. 768-774, 2018.

POPP, D. **Induced innovation and energy prices**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001.

RACINE, J. S. **Nonparametric and semiparametric methods in R**. [S. l.], 2008. Disponível em: <https://pdfs.semanticscholar.org/b993/9fe2afc685612e0b71277a4a22ac6c0dac0f.pdf>. Acesso em: 20 out. 2018.

REZAI, A.; FOLEY, D. K.; TAYLOR, L. Global warming and economic externalities. **Economic Theory**, v. 49, n. 2, p. 329-351, 2012.

ROSENBLATT, M. Remarks on some nonparametric estimates of a density function. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 27, n. 3, p. 832-837, 1956.

SADORSKY, P. Financial development and energy consumption in Central and Eastern European frontier economies. **Energy Policy**, v. 39, p. 999-1006, 2011.

SALTER, W. E. G. **Productivity and technical change**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

SCHMALENSEE, R.; STAVINS, R. N. The SO2 Allowance trading system: the ironic history of a grand political experiment. **Journal of Economic Perspectives**, v. 27, n. 1, p. 103-122, 2013.

SCHUMPETER, J. A. **Teoria do desenvolvimento econômico: uma investigação sobre lucros, crédito, juro e o ciclo econômico**. São Paulo: Abril Cultural, 1952.

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a kuznets curve for air pollution emissions? **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 27, n. 2, p. 147-162, sep. 1994.

SERENA, N. G.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

SHAHBAZ, M. *et al.* The role of globalization in energy consumption: a quantile cointegrating regression approach. **MPRA Paper**, n. 84682, feb. 2018.

SHAFIK, Nemat; SUSHENJIT, Bandyopadhyay. Economic Growth Time-Sires and Cross-Country Evidence. Policy, research working papers; no. WPS 904. World development report, 1992.

SHAHBAZ, M.; KAHN, S.; IQBAL, T. The dynamic link between energy consumption, economic growth, financial development and trade in China: fresh evidence from multivariate framework analysis. **Energy Economics**, v. 40, p. 8-21, 2013.

SIFUBA, B. **Modeling cointegration and causality between renewable energy, non-renewable energy consumption and economic growth nexus in BRICS countries**. Chile: Universidad Concepción-Chile, 2018.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SINGER, S. F. (Ed.). **Nature, not human activity, rules the climate**: summary for policymakers of the Report of the Nongovernmental International Panel on Climate Change. Chicago, IL: The Heartland Institute, 2008.

SILVERMANN, B. W. **Density estimation for statistic and analysis**. New York: Chapman and Hal, 1986.

SMITH, A. **A riqueza das nações**: investigação sobre sua natureza e suas causas. São Paulo: Abril Cultural, 1982.

SOLOW, R. M. Intergenerational equity and exhaustible resources. **Review of Economic Resources, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources**, v. 41, p. 29-35, 1974.

SOLOW, R. M. **An almost practical step toward sustainability**. Published with the permission of Resources for the Future, NW. Washington, DC, 1993.

SOLOW, R. M. Sustainability: an economist's perspective. *In*: DORFMAN, R.; DORFMAN, S. (Org.). **Economics of environment**: selected readings. 3. ed. New York: Norton, 1993.

SOLOW, R. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, p. 65-94, 1956.

SOUZA, N. J. **Desenvolvimento econômico**. 5. ed. rev. São Paulo: Atlas, 2005.

STERN, D. I. **Economic growth and energy**. New York: Elsevier, 2004. Encyclopedia of Energy, Volume 2.

STERN, D. I. The environmental Kuznets curve: a primer. **CCEP Working Paper**, n. 1404, jun. 2014.

STIGLITZ, J. E. Growth with exhaustible natural resources. **Review of Economic Studies, Symposium on the Economics of Exhaustible Resources**, v. 41, p. 123-137, 1974.

STOKEY, N. L. Are The Limits to Growth? **International Economic Review**, v. 39, n. 1, p. 1-31, 1998.

- SWAN, T. W. Economic growth and capital accumulation. **Economic Record**, v. 32, p. 334-361, 1956.
- TAMAZIAN, A.; RAO, B. B. Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation?: evidence from transitional economies. **Energy Economics**, v. 32, n. 1, p. 137-145, 2010.
- TAYLOR, L. Energy intensity, greenhouse gas, and global warming. **Background paper World Economic and Social Survey**, feb. 2011.
- TIWARI, A. K. Energy consumption, co2 emissions and economic growth: a revisit of the evidence from India. **Applied Econometrics and International Development**, v. 11, n. 2, p. 165-189, 2011.
- TROSTER, V.; SHAHBAZ, M.; UDDIN, G. S. Renewable energy, oil prices, and economic activity: a granger-causality in quantiles analysis. **MPRA Paper**, n. 84194, jan. 2018.
- UNITED NATIONS. **Statistical Yearbook**. Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division, ST/ESA/STAT/SER.S/36, 2017. p. 455-459.
- VOLGELSANG, T. J. **Unpublished computer program**. [S. l.], 1993.
- VOLGELSANG, T. J.; PERRON, P. Additional test for unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, v. 39, p. 1073-1100, 1998.
- WELSCH, H. Environment and happiness: valuation of air pollution using life satisfaction data. **Ecological Economics**, v. 58, p. 801-813, jul. 2006.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.
- WOOD, S. N. Mgcvc: GAMS and generalized ridge regression for R. **R News**, v. 1, n. 2, p. 20-25, 2001.
- WOOD, S. N. **Mgcvc**: mixed GAM computation vehicle with automatic smoothness Estimation. [S. l.], jun. 2018.
- WOOD, S. N. Modelling and smoothing parameter estimation with multiple quadratic penalties. **Journal of the Royal Statistical Society**, series B, v. 62, p. 413-428, 2000.
- WOOD, S. N. **Generalized additive models**: an introduction with R. Boca Raton: Chapman and Hall, 2006.
- WOOD, S. N. **Package ‘mgcv’**. [S. l.], jun. 2018.
- VAN PRAAG, B.; BAARSMA, B. E. Using happiness surveys to value intangibles: the case of airport noise. **Economic Journal**, v. 115, n. 500, p. 224-246, 2005.

XIONGLING, T. The relationship between carbon dioxide emission intensity and economic growth in China: Cointegration, linear and nonlinear granger causality. **Journal of Resources and Ecology**, v. 7, n. 2, p. 122-129, mar. 2016.

ZHANG, X.-P.; CHENG, X.-M. Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in China. **Ecological Economics**, v. 68, p. 2706–1J2, 2009.

APÊNDICE A – Teste de raiz unitária em painel

Os testes de raiz unitária em painel seguem a estrutura básica da equação 69.

$$Y_{it} = \rho_{it}y_{it-1} + X_{it} \delta_{it} + \epsilon_{it}. \quad (69)$$

Onde:

y_{it} = representam as variáveis de análise (emissões de CO₂, uso de Energia, produtividade de trabalho e relação capital-trabalho no país i e no tempo t ;

$i = 1, 2, \dots, N$ (Unidades ou séries);

$t = 1, 2, \dots, T_i$ (Períodos observados);

ρ_{it} = (Coeficientes autorregressivos);

y_{it-1} = (Variável defasada em um período);

X_{it} = (Fatores exógenos como efeitos fixos e tendências);

ϵ_{it} = (Erros assumidos independente e identicamente distribuídos).

Em testes para processos de raiz unitária comum a hipótese nula assume existência de raiz unitária e a hipótese alternativa que não existe raiz unitária como descrito em (70 a 72).

$$\alpha = \rho - 1, \quad (70)$$

Onde:

$$H_0: \alpha = 1, \quad (71)$$

$$H_1: \alpha < 1. \quad (72)$$

O Teste de processos comuns de raiz unitária em painel sugerido por Levin, Lin e Chu (LLC) é obtido por meio da estimativa do parâmetro (α), derivado de proxis para Δy_{it} e y_{it} . Esse procedimento permite padronizar os processos e eliminar autocorrelações e tendências determinísticas. Na prática consiste em regredir duas equações iniciais (Δy_{it} e y_{it-1}), permitindo variações por ordem de defasagem (Δy_{it-j}) para todo ($j = 1, \dots, \rho_i$) e X_{it} que captura os efeitos aleatórios. Os parâmetros ($\hat{\beta}, \hat{\delta}$) e ($\hat{\beta}, \hat{\delta}$) representam respectivamente os coeficientes estimados. Utilizam-se as primeiras estimativas para remoção de autocorrelações e componentes determinísticos, obtendo-se assim $\Delta \bar{y}_{it}$ a partir de Δy_{it} . De forma semelhante estima-se $\Delta \bar{y}_{it-1}$ com base no segundo conjunto de coeficientes. As proxis padronizadas de $\Delta \bar{y}_{it}$ e $\Delta \bar{y}_{it-1}$ são estimadas pela razão dos erros-padrão (s_i) gerados em cada uma das regressões ADF especificadas abaixo.

$$\Delta \bar{y}_{it} = (\Delta \bar{y}_{it} / s_i), \quad (73)$$

$$\Delta \bar{y}_{it-1} = (\Delta \bar{y}_{it-1} / s_i). \quad (74)$$

O método possibilita estimar o parâmetro (α) usando o recurso das equações proxis padronizadas, escrita na forma da equação (75).

$$\Delta \bar{y}_{it} = \alpha \Delta \bar{y}_{it-1} + n_{it}. \quad (75)$$

De maneira que a estatística (t) para o parâmetro $\hat{\alpha}$ segue uma distribuição normal assintoticamente, obtida pela equação 76.

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha - (NT)S_N \hat{\alpha}^2 se(\hat{\alpha}) \mu_{mT^*}}}{\alpha_{mT^*}} \rightarrow N(0, 1). \quad (76)$$

Em que:

t_{α} = (estatística t padrão para $\hat{\alpha} = 0$);

$\hat{\sigma}^2$ = (variância do termo erro n_{it});

$se(\hat{\alpha})$ = (erro padrão para $\hat{\alpha}$);

S_N = (média do desvio padrão de longo prazo para cada indivíduo);

A definição do número ótimo de defasagem em cada uma das regressões e a escolha do Kernel para estimativa de S_N constituem requisitos do método LLC. Porém, alternativamente pode-se ignorar os efeitos aleatórios, fixos, constantes e componentes de tendências individuais. Esse procedimento, entretanto, se diferencia do método Breitung. No processo de construção das proxis padronizadas o que é removido não são os fatores exógenos, mas os componentes autorregressivos. Assim, as proxis são transformadas como nas equações 77 e 78.

$$\Delta y_{it}^* = \sqrt{\frac{(T-t)}{(T-t+1)}} \left(\Delta \bar{y}_{it} - \frac{\Delta \bar{y}_{it+1} + \dots + \Delta \bar{y}_{iT}}{T-t} \right), \quad (77)$$

$$y_{it}^* = \bar{y}_{it} - \bar{y}_{it1} - \frac{t-1}{T-1} (\bar{y}_{it} - \bar{y}_{i1}), \quad (78)$$

O estimador (α) é obtido conforme a equação de proxis agrupada escrita na forma:

$$\Delta y_{it}^* = \alpha \bar{y}_{it-1}^* - v_{it}, \quad (79)$$

O parâmetro (α) estimado segue um padrão de distribuição normal assintoticamente. Requerendo para tanto, que seja especificado o número de defasagens e os regressores exógenos

em cada regressão ADF. Já o método Hadri, por sua vez, difere dos métodos LLC e Breitung. O teste é idêntico ao KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) utilizado para verificar estacionariedade em séries temporais. Toma como base os resíduos das regressões de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimativa de (y_{it}) , com incluindo constante ou constante e tendência. O modelo assume o seguinte formato:

$$y_{it} = \delta_i + \eta_i t + \epsilon_{it} \quad (80)$$

Ressalta-se que y_{it} representa o conjunto das variáveis de interesse (emissões de CO₂, consumo de energia, PIB e estoque de capital). O procedimento considera os resíduos das regressões individuais (ϵ_{it}) para estimar a estatística LM escrita no modelo da equação 81.

$$LM_1 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N (\sum_t S_i(T)^2 / T^2) / f_0). \quad (81)$$

Em que:

$S_i(t)$ = (Soma acumulada dos resíduos);

f_0 = (Média dos estimadores individuais resíduais na frequência zero);

O método Hadri permite ainda estimar processos heterocedásticos de i por meio da estatística LM:

$$LM_2 = \frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N (\sum_t S_i(T)^2 / T^2) / f_{i0}). \quad (82)$$

Para tanto estabelece-se suposições suavizadas como mostra a equação 83.

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM-\xi)}{\zeta} \rightarrow N(0, 1). \quad (83)$$

De tal modo que se:

$\xi = 1/6$ e $\zeta = 1/45$ (η_i assume valor zero para todo i);

$\xi = 1/5$ e $\zeta = 11/6300$ (η_i assume valor diferente de zero para todo i).

O método Hadri de raiz unitária exige unicamente que se determine na especificação das regressões de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) a inclusão de constante ou constante e tendência. **Os testes individuais de raiz unitária em painel** consistem modalidades de testes que combinam estimativas individuais de raiz unitária com estimativa específica do coeficiente autorregressivo (ρ_i) para o painel como um todo. O método Im, Pasaran e Shin (IPS) estrutura

um modelo de regressão ADF por seção transversal. A hipótese nula indica que existe raiz unitária e alternativamente que pelo menos uma das seções é estacionária:

$$H_0: = \alpha_i = 0, \text{ (para todo } i), \quad (84)$$

$$H_1: \begin{cases} \alpha_i = 0, \text{ (para } i = 1, 2, \dots, N), \\ \alpha_i < 0, \text{ (para } i = N + 1, N + 2, \dots, N). \end{cases} \quad (85)$$

Considera-se i a fração dos processos individuais menor que zero, que é portanto, estacionária. A estatística t para α_i é alcançada pela média das estatísticas t de α_i das regressões ADF individuais. Quando a ordem de defasagem assumir valor zero para todo i ($\rho = 0$), os valores críticos de \bar{t}_{NT} são simulados por interpolação para as diferentes seções do painel, tamanho das séries, especificações com intercepto ou intercepto e tendência. As expressões para as estatísticas t da média e da variância esperadas são escritas na forma das equações 86 e 87.

$$E(\bar{t}_{iT}(\rho_i)), \quad (86)$$

$$Var(\bar{t}_{iT}(\rho_i)). \quad (87)$$

O método supõe ainda que, uma vez que existam valores diferentes de zero em pelo menos uma das seções transversais, a distribuição segue um padrão normal assintoticamente. O teste IPS, requer para tanto, a definição do número de defasagem e a especificação de constante ou constante e tendência para cada regressão ADF das seções transversais do painel.

Alternativamente, as abordagens ADF e Phillips-Perron aplicam testes individuais de raiz unitária em painel. O método se baseia nos p -valores (π_i) e nas estatísticas qui-quadrado (χ^2) das regressões de raiz unitária individuais ADF e PP. A hipótese nula é que existe processos de raiz unitária e a hipótese alternativa de não existência de raiz unitária. O procedimento sugere determinar o número de defasagem e os fatores exógenos. Os coeficientes autorregressivos (ρ) foram estimados de acordo com as seguintes regressões 88 a 91.

$$LNbit = \rho_{it}LNb_{it-1} + X_{it} \delta_{it} + \epsilon_{it}, \quad (88)$$

$$LNeit = \rho_{it}LNe_{it-1} + X_{it} \delta_{it} + \epsilon_{it}, \quad (89)$$

$$LNxit = \rho_{it}LNx_{it-1} + X_{it} \delta_{it} + \epsilon_{it}, \quad (90)$$

$$LNkit = \rho_{it}LNk_{it-1} + X_{it} \delta_{it} + \epsilon_{it}, \quad (91)$$

Onde:

ρ_{it} = (Coeficiente autorregressivo);

$X_{it} \delta_{it}$ = (Fatores exógenos: efeitos fixos e tendências);

ϵ_{it} = (Erros assumidos independente e identicamente distribuídos).

APÊNDICE B – Testes de cointegração em painel

Os testes de cointegração conhecidos na literatura são uma extensão da abordagem de O método investiga os resíduos de uma regressão I (1). Caso haja cointegração os resíduos são I (0) e caso sejam I (1) as variáveis não são cointegradas. Pedroni (1999; 2004), Kao (1999) e Westerlunb (2007) seguem a estrutura de abordagem de Engle e Granger (1987). O método Pedroni de cointegração especifica a seguinte regressão:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_{it}t + \beta_{1i}x_{1i,t} + \beta_{2i}x_{2i,t} + \dots \beta_{Mi}x_{Mi,t} + e_{it}, \quad (92)$$

Onde:

y_{it} e x_{it} = (São as variáveis I(1) de interesse);

α_i = Componente de características individuais – (Efeitos Fixos);

δ_i = Componente de tendência – (Efeitos Aleatórios);

$t = 1, \dots, T$ (Número de observações no tempo);

$i = 1, \dots, N$ (Número de indivíduos no tempo);

$m = 1, \dots, M$ (Número de regressores).

Ressalta-se que as variáveis I (1) de interesse são as emissões de CO2 *per capita*, consumo de energia por trabalhador, produtividade do trabalho e relação capital-trabalho. De acordo com a especificação de Pedroni, deve-se verificar a estacionariedade dos resíduos e_{it} da equação 94 através do teste de raiz unitária expressos pelas equações 93 ou 94.

$$e_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + u_{it}, \quad (93)$$

Ou:

$$e_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \Psi_{ij} \Delta \hat{e}_{it-j} + u_{it}. \quad (94)$$

Se os resíduos e_{it} são estacionários rejeita-se a hipótese nula de não cointegração. A hipótese nula (H_0) é a de não cointegração, contra a hipótese alternativa de cointegração. São testadas duas hipóteses alternativas (H_{1a}) e (H_{1b}). Ambas descrevem cointegração homogênea (*within-dimension*) e heterogênea (*between-dimension*).

$$H_0: \rho_i = 1 \text{ (para todo } i), \quad (96)$$

$$H_{1a}: \rho_i = \dots \rho_i = \rho_N, \rho < 1, \quad (97)$$

$$H_{1b}: \rho_i < 1, \dots, \rho_N < 1. \quad (98)$$

O modelo supõe que a distribuição é assintoticamente normalizada como mostra a equação 99. Onde μ e v representam os ajustes gerados por simulação de Monte Carlo.

$$\frac{N_{N,T} + \mu\sqrt{N}}{\sqrt{v}} = N(0, 1). \quad (99)$$

O teste de cointegração de Kao é idêntico ao de Pedroni, porém, diferencia-se na medida em que determina interceptos para cada seção do painel e coeficientes homogêneos nas regressões de primeiro estágio escrita no formato da equação 100 a 102.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}. \quad (100)$$

Para:

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it}, \quad (101)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \epsilon_{i,t}. \quad (102)$$

Em conformidade com $(t = 1, \dots, T)$ e $(i = 1, \dots, N)$. O modelo Kao é análogo ao modelo Pedroni (ver equação 92). No primeiro estágio considera-se (α_i) heterogêneo, (β_i) homogêneo e o componente de tendência individual $(\delta_{it}t)$ igual a zero. Estima-se a regressão auxiliar pela equação 93. Ou ainda pela equação 94 que expressa a sua forma aumentada. O modelo Kao prevê convergência assintótica para a variância e covariância no longo prazo.

Alternativamente, Maddala e Wu (1999), inspirados na abordagem de Fisher (1932) e Johansen (1995), propuseram testes de cointegração por seções transversais para estimar a cointegração específica do painel, onde (π_i) é o p-valor da estatística de teste do componente (i) . Assim como nos demais testes, a hipótese nula prevê ausência de cointegração para todos os membros do painel. A estatística de teste específica do painel é dada pela equação 103.

$$\pi = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi) \rightarrow \chi^2_{2N}. \quad (103)$$

Dentre as modalidades de testes de cointegração usando resíduos destaca-se o método Westerlund. O modelo é similar ao de Pedroni, sugere estatísticas de testes homogênea (*pooled*) e heterogênea (*Groups-means*). Ambas para a hipótese alternativa de cointegração. O método minimiza a soma dos quadrados dos resíduos e utiliza mecanismos de correção de erros. Assim,

quebras estruturais nas seções específicas do painel não comprometem a robustez do teste. Para estimação dos parâmetros recorre-se à estrutura de regressão da equação 104.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' + \alpha_i(y_{it-1} + \lambda_i') + \sum_{j=1}^{\rho_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{\rho_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it} \quad (104)$$

Onde:

$$d_t = (1, t)';$$

$$\alpha_t = (\text{coeficiente de correção de erros});$$

$$\gamma_i = (-2\alpha_i\beta_i).$$

O termo $(-2\alpha_i\beta_i)$ significa que (β_i) não influencia a estimativa do parâmetro (α_i) de cointegração. Evidência de cointegração assegura que os choques de curto prazo não persistem e as variáveis tendem ao equilíbrio no longo prazo. Essa condição, é dada pelo vetor de cointegração da equação 105.

$$y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta + u_{it}. \quad (105)$$

Em que:

$$y_{it} = (\text{matriz escalar});$$

$$\alpha_{it} = (\text{termo de intercepto específico para cada membro do painel});$$

$$\beta = (\text{vetor de parâmetros} - K \times 1).$$

A equação 105 fornece a estrutura básica para estimar o vetor de cointegração em painel com efeitos fixos. A estacionariedade dos resíduos (u_{it}) valida a hipótese de cointegração para $(y_{it}$ e $x_{it})$, em todas as seções transversais do painel. Em que (x_{it}) representa o conjunto das variáveis I (1) para todo (i) , tal que:

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (106)$$

O termo de erro (ε_{it}) assume a forma de ruído branco. Contudo, é inapropriado estimar o parâmetro (β) pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Para Mark e Sul (2002), o vetor de cointegração torna-se viesado assintoticamente quando os membros do painel apresentam características heterogêneas e regressores dependentes de fatores endógenos.

Assim, os estimadores *Fully Modified Ordinary Least Square* (FMOLS) e *Dynamic Ordinary Least Square* (DOLS) proposto por Chen et. al (1997), são mais apropriados para estimar o vetor de cointegração, uma vez que corrigem os fatores endógenos e heterogêneos do painel.

O método aplica duas estatísticas de testes para estimar o vetor de cointegração. A estatística *within-groups*, formada pelas informações conjunta das seções (*i*) do painel e a estatística *groups-means*, obtida pela média dos estimadores específicos de cada membro do painel. O modelo *groups-means* do estimador FMOLS é definido pela expressão 107.

$$\hat{\beta}_{i,FMOLS}^G = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{i=1}^N \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \tilde{x}_{it} \tilde{y}^*_{it} - T \hat{y}_i \right), \quad (107)$$

Pedroni (1994), sugere um estimador dinâmico (DOLS) para ajustamento dos fatores endógenos que afetam os regressores e o comportamento dos resíduos no curto prazo dado pela equação 108. Pedroni (2000), argumenta que as estatísticas *groups-means* são mais robustas. Diferem com relação as hipóteses de homogeneidade e heterogeneidade para o coeficiente (β).

$$\tilde{y}^*_{it} = (y_{it} + \bar{y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21i}}{\hat{\Omega}_{22i}} \Delta x_{it}, \quad (108)$$

$$\bar{y}_i = N^{-1} \sum_{i=1}^T \tilde{x}_{it} \text{ e } \bar{X}_i = N^{-1} \sum_{i=1}^T \tilde{X}_{it} = (\text{médias cross - section}); \quad (109)$$

$$\tilde{y}_{it} = (y_{it} - \bar{y}_i) \text{ e } \tilde{X}_{it} = (X_{it} - \bar{X}_i) = (\text{diferenças médias}); \quad (110)$$

O modelo permite corrigir autocorrelações e variações de longo prazo ou componentes de tendência que contagiam os regressores como mostra a equação 111.

$$\hat{y}_i = \hat{\Gamma}_{21} + \hat{\Omega}_{21i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21i}^0}{\hat{\Omega}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{21} - \hat{\Omega}_{22i}^0) \quad (111)$$

Onde:

$\hat{\Gamma}_{21}$ = Somatória das covariâncias;

$\hat{\Omega}_{22i}$ = Matriz de coriância.

$\hat{\Omega}_{21i}^0$ = Matriz de coriância contemporânea;

A estatística *within-groups* assume que os coeficientes são homogêneos e iguais a zero. Válido para todas as seções do painel, enquanto no modelo *groups-means*, os coeficientes são distintos por seção transversal. Utilizam-se as defasagens (Δx_{it}) para estimar regressores defasados e precedentes. As estatísticas de teste são os *p-valores* dos regressores. Efetua-se a análise de cointegração residual por médio das regressões padrão de cointegração especificadas no formato da equação (112) e equação (113) que investiga a estacionariedade dos resíduos.

$$LNb_{it} = \alpha_i + \delta_{it}t + \beta_{1i}LNe_{i,t} + \beta_{2i}LNx_{i,t} + \beta_{3i}LNk_{i,t} + e_{it}, \quad (112)$$

$$e_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + u_{it}. \quad (113)$$

α_i = Componente de características individuais – (Efeitos Fixos);

δ_i = Componente de tendência – (Efeitos Aleatórios);

$t = 1, \dots, T$ (Número de observações no tempo);

$i = 1, \dots, N$ (Número de indivíduos no tempo).

**APÊNDICE C – Seleção da ordem de defasagem ótima do modelo autorregressivo
(VAR)**

Seleção da ordem de defasagem ótima do modelo autorregressivo (VAR) para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho para os Estados Unidos da América (EUA) – 1949-2015

Endogenous variables: D(LNe) D(ρ) D(LNx) D(LNP) D(el)

Exogenous variables: C D7383 D0111

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	748,3419	NA	0,0000	-24,0440	-23,52493*	-23,8406
1	798,4840	87,13222*	1,10e-17*	-24,86833*	-23,4842	-24,32586*
2	817,9918	30,7007	0,0000	-24,6883	-22,4390	-23,8067
3	835,8577	25,1881	0,0000	-24,4544	-21,3400	-23,2338
4	855,0706	23,9373	0,0000	-24,2646	-20,2851	-22,7050
5	877,6598	24,4408	0,0000	-24,1856	-19,3409	-22,2869

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

(1) Estatística de teste LR modificada (cada teste no nível de 5%). (2) erro final de previsão. (3) Akaike critério de informação. (4) Schwarz critério de informação. (5) critério de informação de Hannan-Quinn. (6) Ordem de defasagem selecionada pelos critérios.

APÊNDICE D – Produtividade da energia

O Apêndice D indica que a produtividade da energia sofre variações do preço do petróleo. Os resultados podem ser interpretados como elasticidades, tal que o aumento de 1% no preço do petróleo eleva a produtividade da energia em 0,023%. Mudança na produtividade do capital advém de variações na produtividade do trabalho e na relação energia-trabalho. Esse relacionamento aponta que aumentos na produtividade do capital reduzem a produtividade do trabalho e a relação energia-trabalho, compatível com mudança técnica induzida. As variáveis parecem não afetar o preço do petróleo. Não obstante, variações na razão energia-trabalho se devem, essencialmente, à produtividade do capital defasada em um período. A produtividade do capital reduz a produtividade do trabalho e a razão energia-trabalho, e o preço do petróleo eleva a produtividade da energia, evento característico de mudança técnica induzida por custos.

Estimativas do modelo vetorial de correção de erros e o ajustamento de curto prazo para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho nos EUA – 1949-2015

	D(LNe)	D(LN_e)	D(LN_x)	D(LNP)	D(LNel)
D(LNe)	-0,017207 (-0,76408) [-0,02252]	-0,005106 (-0,70023) [-0,00729]	0,584677 (-0,5145) [1,13640]	-1,650608 (-6,77746) [-0,24354]	0,692313 (-0,52446) [1,32005]
D(LN _e)	0,036505 (-0,15973) [0,22855]	-0,391121*** (-0,14638) [-2,67195]	-0,661636*** (-0,10755) [-6,15170]	-0,939106 (-1,41679) [-0,66284]	-0,559169*** (-0,10964) [-5,10026]
D(LN _x (-1))	-0,184072 (-0,80573) [-0,22845]	0,917118 (-0,73841) [1,24202]	0,202798 (-0,54255) [0,37379]	5,874640 (-7,14695) [0,82198]	0,070177 (-0,55305) [0,12689]
D(LNP(-1))	0,022676* (-0,0133) [1,70545]	0,017274 (-0,01219) [1,41761]	0,009590 (-0,00895) [1,07109]	-0,112440 (-0,11794) [-0,95337]	-0,009794 (-0,00913) [-1,07316]
D(LNel(-1))	-0,200877 (-0,93116) [-0,21573]	0,005344 (-0,85335) [0,00626]	0,581605 (-0,627) [0,92759]	-1,245305 (-8,25948) [-0,15077]	0,938664 (-0,63914) [1,46863]
Constante	0,016049 (-0,00439) [3,65319]	-0,012462*** (-0,00403) [-3,09533]	0,004019 (-0,00296) [1,35867]	-0,098736** (-0,03897) [-2,53386]	-0,008863*** (-0,00302) [-2,93945]

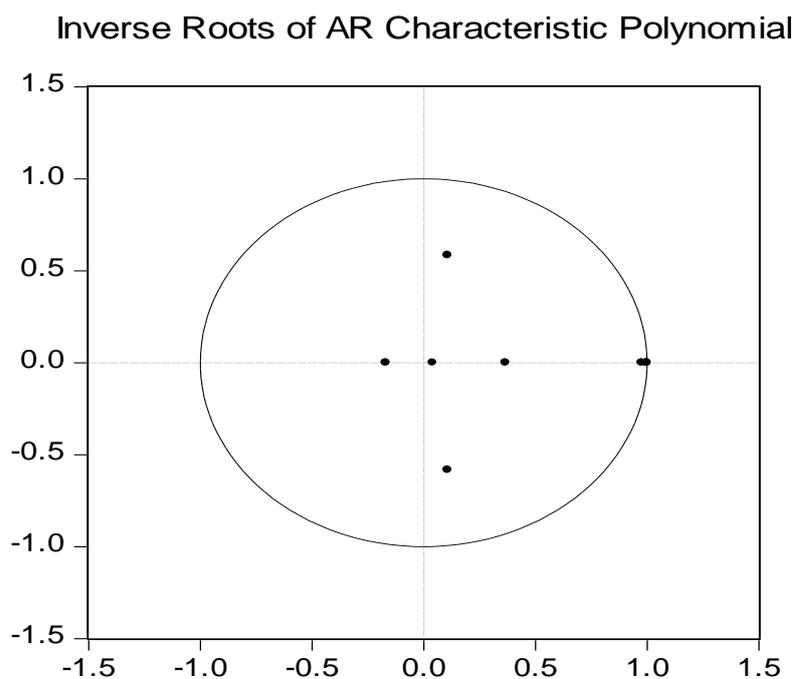
					continuação
D7383	-0,000430	-0,006928	-0,022287***	0,358678***	-0,018557***
	(-0,00974)	(-0,00893)	(-0,00656)	(-0,08639)	(-0,00668)
	[-0,04419]	[-0,77624]	[-3,39853]	[4,15200]	[-2,77591]
D0111	0,005937	-0,02083***	0,003327	0,074113	-0,003400
	(-0,00958)	(-0,00878)	(-0,00645)	(-0,08499)	(-0,00658)
	[0,61962]	[-2,37208]	[0,51561]	[0,87199]	[-0,51698]

(2) Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

(3) Nota: Elaboração com saídas do EViews 9. Significância estatística a 1% ***, 5%** e 10%*.

APÊNDICE E – Teste de estabilidade do modelo de correção de erros (VEC)

O Apêndice E ilustra o teste de raiz inversa, conforme Lütkepohl (1991). A estabilidade requisita que todas as raízes apresentem módulo menor ou igual a 1 dentro do círculo unitário; mesmo que se encontrem no limite do círculo, o modelo é estável. O resultado assegura ao modelo VEC estabilidade, as raízes se acham dentro ou nas extremidades do círculo unitário.



Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA)
Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

APÊNCIDE F – Testes LM e Portmanteau de autocorrelação do modelo de correção de erros (VEC)

Testes LM e Portmanteau de autocorrelação do modelo de correção de erros (VEC) para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia/trabalho para os Estados Unidos da América (EUA) – 1949-2015

LM			Portmanteu				
Lags	LM-Stat	Prob.	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	24,5699	0,4867	10,0507	NA*	10,2077	NA*	NA*
2	21,0608	0,8920	30,7052	0,9487	31,5179	0,936	45
3	22,2138	0,6234	50,9852	0,9576	52,7792	0,938	70
4	33,9879	0,1082	79,2556	0,8776	82,9034	0,8076	95
5	26,4442	0,3842	103,6077	0,857	109,2849	0,7486	120

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA)

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

O Apêndice F informa as estatísticas dos testes LM e Portmanteau de autocorrelação serial. A hipótese nula (H_0) é a de ausência de autocorrelação, enquanto a hipótese alternativa (H_1) é a de que não existe autocorrelação. Os resultados não rejeitam a hipótese nula, validando a especificação inicial do modelo VEC.¹⁷

¹⁷ *LM-Stat* constitui a estatística χ^2 (chi-quadrado), distribuída assintoticamente para k^2 graus de liberdade e cinco defasagens. No teste Portmanteau, *Q-Stat* e *Adj Q-Stat* são as estatísticas Ljung-Box padrão e ajustadas.

**APÊNDICE G – Teste de heterocedasticidade residual do modelo de correção de erros
(VEC)**

O Apêndice G apresenta o teste de heterocedasticidade, seguindo Kelejian (1982) e Doornik (1995). Investiga-se heterocedasticidade por meio de sistemas de equações, regredindo os produtos cruzados dos resíduos com os produtos cruzados dos regressores e avaliando a significância estatística conjunta e individual das regressões, extensivo ao teste de White (1980). A hipótese nula (H_0) é a de ausência de heterocedasticidade e a hipótese alternativa (H_1) é a de heterocedasticidade. A rejeição da hipótese nula de ausência de heterocedasticidade conjunta e individual requer regressões não significativas. Os resultados rejeitam (H_0), os resíduos possuem variância constante, convalidando a especificação do modelo (VEC).

Teste de heterocedasticidade residual do modelo de correção de erros (VEC) para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho para os Estados Unidos da América (EUA) – 1949-2015

Estatística Conjunta						
Chi-sq	df	Prob.				
195,9873	210	0,7476				
Estatísticas Individuais						
Dependent	R-squared	F(41,23)	Prob.	Chi-sq(41)	Prob.	
res1*res1	0,1800	0,7840	0,6809	11,6999	0,6304	
res2*res2	0,2060	0,9266	0,5377	13,3904	0,4960	
res3*res3	0,1336	0,5509	0,8892	8,6868	0,8506	
res4*res4	0,1409	0,5857	0,8634	9,1580	0,8208	
res5*res5	0,1093	0,4385	0,9535	7,1075	0,9305	
res2*res1	0,1136	0,4579	0,9446	7,3865	0,9188	
res3*res1	0,1682	0,7224	0,7420	10,9359	0,6911	
res3*res2	0,1345	0,5549	0,8864	8,7408	0,8473	
res4*res1	0,2025	0,9067	0,5573	13,1611	0,5139	
res4*res2	0,1578	0,6689	0,7926	10,2538	0,7434	
res4*res3	0,2137	0,9705	0,4954	13,8891	0,4580	
res5*res1	0,1192	0,4834	0,9315	7,7487	0,9020	
res5*res2	0,0987	0,3911	0,9713	6,4150	0,9549	
res5*res3	0,0862	0,3370	0,9853	5,6052	0,9755	
res5*res4	0,2357	1,1014	0,3797	15,3207	0,3566	

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.

APÊNDICE H – Teste de normalidade residual do modelo de correção de erros (VEC)

Teste de normalidade residual do modelo de correção de erros (VEC) para as séries produtividades da energia, do capital, do trabalho, preço do petróleo e relação energia-trabalho para os Estados Unidos da América (EUA) – 1949-2015

Component	Assimetria	Chi-sq	df	Prob.
1	0,2372	0,7136	1	0,3982
2	-0,1626	0,3390	1	0,5604
3	0,0223	0,0064	1	0,9361
4	-1,2526	13,9042	1	0,0002
5	-0,2000	0,5102	1	0,4751
Joint		15,4735	5	0,0085

Component	Curtose	Chi-sq	df	Prob.
1	4	7,6291	1,0000	0,0057
2	3	0,6490	1,0000	0,4205
3	2	0,7022	1,0000	0,4021
4	6	0,6014	1,0000	0,4381
5	7	36,9966	1,0000	0,0000
Joint	46,5782	5	0,0000	

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8,3428	2	0,0154
2	0,9879	2	0,6102
3	0,7086	2	0,7017
4	1,4506	2	0,0007
5	3,7507	2	0,0000
Joint	62,0517	10	0,0000

Fonte: Duménil e Levy (2016). Energy Information Administration (EIA).

Nota: Elaboração com saídas do EViews 9.



Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul
Pró-Reitoria de Graduação
Av. Ipiranga, 6681 - Prédio 1 - 3º. andar
Porto Alegre - RS - Brasil
Fone: (51) 3320-3500 - Fax: (51) 3339-1564
E-mail: prograd@pucrs.br
Site: www.pucrs.br