

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA**

**PAULO ANDRÉ MANHÃES BARBOSA**

**RELAÇÃO ENTRE CONSUMO DE ELETRICIDADE E PIB NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE A NÍVEL SETORIAL E REGIONAL**

**VIÇOSA – MINAS GERAIS  
2022**

**PAULO ANDRÉ MANHÃES BARBOSA**

**RELAÇÃO ENTRE CONSUMO DE ELETRICIDADE E PIB NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE A NÍVEL SETORIAL E REGIONAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos

**VIÇOSA – MINAS GERAIS  
2022**

**Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade  
Federal de Viçosa - Campus Viçosa**

T

B238r  
2022  
Barbosa, Paulo André Manhães, 1993-  
Consumo de eletricidade e crescimento econômico no  
Brasil: uma análise a nível regional e setorial / Paulo André  
Manhães Barbosa. – Viçosa, MG, 2022.  
1 dissertação eletrônica (74 f.): il. (algumas color.).

Inclui apêndices.

Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa,  
Departamento de Economia Rural, 2022.

Referências bibliográficas: f. 64-68.

DOI: <https://doi.org/10.47328/ufvbbt.2022.259>

Modo de acesso: World Wide Web.

1. Energia elétrica - Consumo - Brasil. 2. Produto interno  
bruto - Brasil. 3. Desenvolvimento econômico - Brasil. I. Mattos,  
Leonardo Bornacki de, 1977-. II. Universidade Federal de  
Viçosa. Departamento de Economia Rural. Programa de  
Pós-Graduação em Economia Aplicada. III. Título.

CDD 22. ed. 333.79320981

Bibliotecário(a) responsável: Alice Regina Pinto CRB6 2523

PAULO ANDRÉ MANHÃES BARBOSA

RELAÇÃO ENTRE CONSUMO DE ELETRICIDADE E PIB NO BRASIL: UMA  
ANÁLISE A NÍVEL SETORIAL E REGIONAL

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

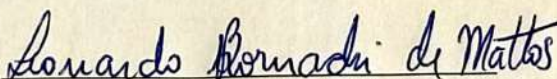
APROVADA: 23 de fevereiro de 2022

Assentimento:



Paulo André Manhães Barbosa

Autor



Leonardo Bornacki de Mattos

Orientador

*A Deus, por ter me iluminado até aqui, à minha  
mãe Édina e ao meu pai Antonio, por sempre  
acreditarem em mim.*

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por estar sempre presente em minha vida, me dando forças e iluminando todas as minhas escolhas.

A toda minha família, em especial, meus pais, por estarem sempre ao meu lado.

Ao meu professor e orientador, Leonardo Bornacki de Mattos, por todo apoio e confiança do início ao fim da minha pesquisa e por ser uma das minhas principais referências, não só como profissional, mas também como pessoa.

A todos os demais professores do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, pelos quais nutro o mais profundo respeito e admiração, e que contribuíram para minha formação.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial, à Margarida, por todo seu comprometimento e sua disposição ao solucionar os mais variados contratemplos.

Aos amigos que fiz na UFV, particularmente a minha melhor amiga e companheira Flávia Alessandra, que esteve ao meu lado em vários momentos importantes.

À Capes: O presente trabalho foi feito com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

A todos aqueles que, de alguma forma, estiveram presentes em minha vida e que contribuíram com o meu desenvolvimento acadêmico, profissional e pessoal. Vocês foram imprescindíveis!

## RESUMO

BARBOSA, Paulo André Manhães, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2022. **Relação entre consumo de eletricidade e PIB no Brasil: uma análise a nível setorial e regional.** Orientador: Leonardo Bornacki de Mattos.

Diante da relevância da eletricidade como uma das principais fontes de energia utilizadas em diferentes atividades produtivas, o presente estudo investigou o papel do consumo de energia elétrica na sua relação com o nível de produto da economia brasileira, tendo como base uma análise agregada e desagregada a nível setorial/regional para o período de 1989 a 2017. A partir de uma abordagem baseada em técnicas econométricas no contexto de dados em painel, o teste de não causalidade de Dumitrescu e Hurlin (2012) foi empregado para examinar a existência e a direção da relação de causalidade no sentido de Granger entre o Produto Interno Bruto (PIB) e o consumo de eletricidade na economia brasileira como um todo e, para dois importantes setores produtivos, indústria e comércio/serviços, considerando um conjunto de dados a nível estadual. Os resultados apontaram para a presença de causalidade bidirecional entre o nível de produto agregado e o consumo agregado de eletricidade (hipótese de *feedback*). Para o setor industrial, foi constatada a presença de causalidade unidirecional partindo do PIB setorial para o consumo de eletricidade setorial (hipótese de conservação). Já para o setor de comércio/serviços, foi constatada causalidade unidirecional do consumo de eletricidade setorial para o nível de produto setorial (hipótese de crescimento). No que se refere à análise a nível regional, os resultados se mostraram bastante heterogêneos tanto a nível agregado quanto setorial, indicando a importância do emprego de políticas energéticas que levem em consideração as especificidades de cada estado e região do país. De modo geral, os resultados permitiram concluir que tanto políticas de incentivo à ampliação da oferta de energia elétrica quanto de incentivo à conservação do seu consumo têm o poder de influenciar a atividade econômica do Brasil a depender do setor e da região em que são empregadas pelos formuladores de políticas econômicas e energéticas.

**Palavras-chave:** Consumo de eletricidade. PIB. Brasil.

## ABSTRACT

BARBOSA, Paulo André Manhães, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2022. **Relationship between electricity consumption and GDP in Brazil: a sectorial and regional analysis.** Advisor: Leonardo Bornacki de Mattos.

Given the relevance of electricity as one of the main sources of energy used in different productive activities, this study investigated the role of electricity consumption in its relationship with the level of output of the Brazilian economy from an aggregated and disaggregated analysis at the sector/regional level for the period of 1989 to 2017. Through an approach based on econometric techniques in the context of panel data, the existence and direction of the causal relationship in the Granger sense between Gross Domestic Product (GDP) and electricity consumption was examined for the Brazilian economy as a whole and for two important productive sectors, industry and commerce/services, from a dataset at the state level. The results pointed to the presence of bidirectional causality between the level of aggregated product and the aggregated consumption of electricity (feedback hypothesis). For the industrial sector, the presence of unidirectional causality was found from the sectorial GDP to sectorial electricity consumption (conservation hypothesis). As for the commerce/services sector, unidirectional causality was found, starting from the sectorial electricity consumption to the sectorial product level (growth hypothesis). As regards the analysis at the regional level, the results were quite heterogeneous both at the aggregate and at the sectorial level, indicating the importance of using energy policies that take into account the specificities of each state and region of the country. In general, the results allowed us to conclude that both policies to encourage the expansion of electricity supply and to encourage the conservation of its consumption have the power to influence economic activity in Brazil depending on the sector and region in which they are employed by the economic and energy policy makers.

**Keywords:** Electricity consumption. GDP. Brazil.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Evolução do consumo total de eletricidade e do PIB real total no Brasil, 1989 a 2017.....	20
Figura 2 – Participação regional no consumo total de eletricidade do Brasil, 1989 a 2017.....	21
Figura 3 – Participação regional no PIB real total do Brasil, 1989 a 2017.....	22
Figura 4 – Consumo setorial de eletricidade no Brasil, 1989 a 2017.....	22
Figura 5 – PIB setorial do Brasil, 1989 a 2017.....	23
Figura 6 – Participação regional no PIB industrial do Brasil, 1989 a 2017.....	24
Figura 7 – Participação regional no consumo de eletricidade industrial do Brasil, 1989 a 2017.....	25
Figura 8 – Participação regional no PIB comercial/serviços do Brasil, 1989 a 2017.....	26
Figura 9 – Participação regional no consumo de eletricidade comercial/serviços do Brasil, 1989 a 2017.....	26
Figura 1A – Evolução do consumo de energia elétrica total, industrial e comercial/serviços na forma logarítmica por unidade de federação do Brasil (1989-2017) .....	69
Figura 2A – Evolução do PIB total, industrial e comercial/serviços na forma logarítmica por unidade federativa do Brasil (1989-2017) .....	70

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Consumo final de energia no Brasil por fonte (em %) .....	11
Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo.....	42
Tabela 3 – Matriz de correlação das variáveis utilizadas no estudo.....	43
Tabela 4 – Resultados do teste de dependência <i>cross-section</i> de Pesaran (2004) .....	44
Tabela 5 – Resultado dos testes de raiz unitária desconsiderando dependência <i>cross-section</i> .....	45
Tabela 6 – Resultado dos testes de raiz unitária considerando dependência <i>cross-section</i> .....	46
Tabela 7 – Resultado do teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) desconsiderando dependência <i>cross-section</i> .....	47
Tabela 8 – Resultado do teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) considerando dependência <i>cross-section</i> .....	48
Tabela 9 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCE e LPIB.....	50
Tabela 10 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCEI e LPIBI.....	54
Tabela 11 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCECS e LPIBCS.....	57
Tabela 1B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIB e LCE.....	71
Tabela 2B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIBI e LCEI.....	71
Tabela 3B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIBCS e LCECS.....	71
Tabela 1C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCE e LPIB em primeira diferença.....	72
Tabela 2C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCEI e LPIBI em primeira diferença.....	73
Tabela 3C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCECS e LPIBCS em primeira diferença.....	74

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	10
1.1 Considerações Iniciais .....	10
1.2 O Problema e Sua Importância.....	11
1.3 Hipótese .....	16
1.4 Objetivos.....	16
1.4.1 Objetivo Geral .....	16
1.4.2 Objetivos Específicos .....	16
1.5 Estrutura do Trabalho .....	16
<b>2 O SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA BRASILEIRO</b> .....	18
2.1 Características do Setor de Energia Elétrica no Brasil .....	18
2.2 Consumo de Energia Elétrica e PIB Regional e Setorial no Brasil (1989-2017).....	19
<b>3 REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	28
<b>4 METODOLOGIA</b> .....	30
4.1 Descrição do modelo empírico .....	30
4.2 Teste de dependência <i>cross-section</i> .....	31
4.3 Testes de raiz unitária em painel .....	33
4.4 Teste de cointegração em painel.....	34
4.5 Teste de causalidade de Granger em painel.....	36
4.6 Descrição, tratamento e fontes dos dados.....	40
<b>5 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS</b> .....	42
5.1 Estatísticas descritivas das variáveis e resultados do teste de dependência <i>cross-section</i> .....	42
5.2 Resultados dos testes de raiz unitária em painel.....	44
5.3 Resultados dos testes de cointegração em painel .....	46
5.4 Resultados dos testes de causalidade de Granger em painel .....	49
<b>6 CONCLUSÃO</b> .....	62
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	64
<b>APÊNDICES</b> .....	69

# 1 INTRODUÇÃO

## 1.1 Considerações Iniciais

Da palavra grega *enérgeia*, energia quer dizer “força em ação” e pode ser classificada em duas categorias distintas: energia primária e secundária. A energia primária corresponde à forma de energia que pode ser obtida diretamente da natureza sem sofrer alterações nas suas características básicas e que, após modificações, pode vir a se tornar um novo produto energético, dando origem à chamada energia secundária.

A energia primária pode ser subdividida entre energia renovável e não renovável. As fontes de energia renovável são aquelas disponíveis na natureza e que podem ser utilizadas de forma contínua, sendo consideradas virtualmente inesgotáveis, casos da energia solar, geotérmica, eólica, entre outras. Sua grande vantagem está no fato de ser uma fonte energética não poluente e de exploração local. Por outro lado, as fontes de energia não renovável correspondem àquelas que se encontram na natureza em quantidades limitadas e que, uma vez esgotadas, suas reservas não podem ser regeneradas. Destacam-se como fontes de energia não renovável os combustíveis fósseis (carvão, petróleo e gás natural) e elementos radioativos como o urânio. Ao contrário das fontes de energia renovável, elas são altamente poluentes e sua distribuição geográfica não é homogênea.

Com relação à energia secundária, merece destaque a eletricidade, cuja relevância em diferentes atividades de produção e consumo acabou por conceder a ela o status de insumo de infraestrutura<sup>1</sup> vital para os processos de industrialização, urbanização e crescimento econômico de diferentes países e regiões do mundo ao longo das últimas décadas. Seu nível de consumo pode ser usado como um importante indicador de bem-estar social e das diferenças socioeconômicas e tecnológicas entre diferentes localidades. Além disso, a eletricidade pode ser ainda considerada um produto no sentido de sua produção depender da transformação de materiais combustíveis em elétrons ou um serviço no sentido de não poder ser armazenada, devendo, portanto, ser produzida e consumida simultaneamente (MUKHERJEE e GOSWAMI, 2009).

Segundo dados da *International Energy Agency* (IEA), do total de fontes de energia consumidas no mundo, 18% estão na forma de eletricidade e os 82% restantes são constituídos de combustíveis como carvão, petróleo, gás e biomassa. No Brasil, de acordo

---

<sup>1</sup>Entendem-se por insumo de infraestrutura produtos e serviços como transporte, comunicação, saneamento, energia, entre outros (BRAMBILLA e MUELLER, 2004).

dados do Balanço Energético Nacional (BEN) de 2020, o consumo de eletricidade passou a ser responsável pela maior parcela do consumo final de energia no país a partir do ano de 2015, seguido de perto por derivados de petróleo, como óleo diesel e gasolina. A Tabela 1 mostra um resumo da participação das principais fontes energéticas consumidas no Brasil ao longo dos últimos anos.

Tabela 1 – Consumo final de energia no Brasil por fonte (em %)

<b>FONTES</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>2016</b>	<b>2017</b>	<b>2018</b>	<b>2019</b>
Gás Natural	7,0	7,0	7,1	7,1	7,6	6,8
Lenha	6,3	6,4	6,3	6,6	6,9	6,9
Bagaço de Cana	10,8	11,0	11,7	11,2	10,7	10,8
Eletricidade	17,3	17,3	17,6	17,5	18,0	18,1
Álcool Etílico	5,1	6,1	5,6	5,5	6,3	7,0
Óleo Diesel	17,8	17,2	16,9	16,7	16,6	16,8
Gasolina	9,7	8,9	9,5	9,6	8,4	8,3
Outros Derivados de Petróleo	16,0	15,6	15,1	15,0	14,1	14,3
Outras Fontes	10,0	10,5	10,2	11,0	11,5	11,0

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BEN, 2020.

Para o ano de 2019, por exemplo, pode-se observar na Tabela 1 que o consumo de eletricidade foi responsável pela maior parcela do consumo final de energia (18,1%), seguido de perto por derivados de petróleo, como óleo diesel (16,8%) e gasolina (8,3%), e outras fontes, como o bagaço de cana (10,8%) e gás natural (6,8%). Ainda de acordo com BEN (2020), a eletricidade também se destaca entre os principais setores produtivos da economia brasileira, ocupando o posto de maior fonte de energia consumida nos setores comercial/serviços (91,9%) e industrial (21,4%), e o posto de terceiro lugar no setor agropecuário (21,1%), ficando atrás do consumo de óleo diesel (48,3%) e lenha (25%).

## 1.2 O Problema e Sua Importância

Tendo como base o trabalho seminal de Kraft e Kraft (1978), que analisou a relação entre consumo de energia e Produto Nacional Bruto (PNB) para os EUA, a análise de causalidade passou a ser a abordagem mais utilizada na literatura econômica para determinar qual o papel da energia (em particular, a elétrica) na sua relação com o crescimento econômico em diferentes países e regiões ao redor do mundo.

Embora a relação causal entre consumo de energia elétrica e crescimento econômico já tenha sido bastante debatida, ainda não há consenso na literatura quanto à direção da

causalidade entre essas variáveis, bem como sua implicação na eficácia de políticas energéticas e ambientais (PAYNE, 2010). Essa falta de consenso pode ser atribuída a fatores como o período de tempo analisado em cada estudo, assim como às diferentes características dos países e regiões examinadas, como, por exemplo, diferentes estágios de desenvolvimento socioeconômico e acesso a diferentes fontes de energia (OZTURK, 2010).

Dos diferentes resultados e conclusões encontrados na literatura empírica ao longo dos anos, derivam quatro hipóteses associadas à direção da causalidade entre o consumo de energia e o crescimento: a hipótese de conservação, a hipótese de crescimento, a hipótese de *feedback* e a hipótese de neutralidade (PAYNE, 2010; OZTURK, 2010)

A hipótese de conservação é caracterizada pela existência de causalidade unidirecional que parte do crescimento econômico em direção ao consumo de energia. Ela indica que um aumento da atividade econômica causa um aumento no consumo de eletricidade, sugerindo que políticas de conservação de energia, que têm como objetivo a redução do consumo de eletricidade e a manutenção da oferta de energia existente, podem ser implementadas com pouco ou nenhum efeito adverso sobre o crescimento econômico, caso das economias menos dependentes de energia. Esse resultado pode ser observado em estudos como o de Ghosh (2002), Mehrara (2007), Huang et al. (2008), Alsaedi e Tularam (2020) e Fernandes e Reddy (2020).

Por outro lado, a hipótese de crescimento é caracterizada pela existência de causalidade unidirecional que parte do consumo de energia em direção ao crescimento. Ela sugere que a energia desempenha um papel fundamental no processo de crescimento econômico ao agir como um complemento aos insumos capital e trabalho no processo de produção. Isso implica que restrições ao uso de energia assim como falhas no seu fornecimento podem ter um impacto negativo sobre o crescimento econômico. Esse resultado é debatido por Shiu e Lam (2004), Paul e Bhattacharya (2004), Thaker et al. (2019), Al-Mulali et al. (2019) e Ali et al. (2020).

Já a hipótese de *feedback* corresponde à presença de uma relação causal bidirecional, ou seja, uma relação recíproca entre consumo de energia e crescimento. Ela sugere que o consumo de energia e o crescimento econômico são determinados e afetados em conjunto e ao mesmo tempo, de modo que uma redução no consumo de eletricidade pode afetar, de maneira adversa, o crescimento econômico e vice-versa. Esse resultado é discutido em Oh e Lee (2004), Solarin e Ozturk (2015) e Lin e Wang (2019).

Por último, a hipótese de neutralidade corresponde à ausência de causalidade em qualquer direção. Ela sugere que a energia elétrica representa uma parcela muito pequena do produto agregado da economia quando em comparação com outras formas de energia, de modo que seu consumo desempenha um papel relativamente pequeno na determinação do crescimento econômico de um país ou região. Esse resultado foi encontrado em Payne (2009), Menegaki (2011) e Ahmad et al. (2016).

Tiwari et al. (2021) destacam que uma parte significativa dos estudos existentes sobre a temática energia-crescimento se baseia em análises que utilizam dados agregados a nível nacional referentes ao consumo de energia e ao crescimento econômico em casos específicos de um país ou de grupos com vários países. Em contrapartida, entre os estudos que examinam a relação entre consumo de energia e o crescimento considerando dados desagregados a nível setorial e/ou regional dentro de um mesmo país ainda são limitados merecem destaque os trabalhos de Bowden e Payne (2009), Abbas e Choudhury (2013), Tang e Shahbaz (2013) e Nain et al. (2017).

Com relação ao território brasileiro, estudos que abordam o tema energia-crescimento de forma mais específica, tanto a nível nacional quanto setorial/regional, ainda são escassos na literatura, destacando-se trabalhos como o de Gadelha e Cerqueira (2014), que encontraram evidências da hipótese de crescimento ao analisar, por meio da construção de um Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM), a relação de causalidade no sentido de Granger entre consumo de eletricidade e PIB *per capita* para todo o território brasileiro; o trabalho de Solarin e Ozturk (2015), que constatou a hipótese crescimento entre consumo de hidroeletricidade e PIB real em um contexto de séries de tempo; e o trabalho de Barbosa e Santos (2020), que apontou para a hipótese de crescimento entre consumo de eletricidade e PIB real na região Sudeste do Brasil por meio de um teste de causalidade de Granger com base em um VECM.

Segundo dados do Anuário Estatístico de Energia Elétrica de 2020, disponibilizados pela Empresa de Pesquisa Energética (EPE), o Brasil difere do restante do mundo por apresentar uma matriz elétrica de origem predominantemente renovável, pois aproximadamente 83% da eletricidade gerada vem de fontes renováveis contra apenas 25% do mundo. A geração de energia hidráulica se destaca por responder por 64,9% da oferta interna de eletricidade contra apenas 16,2% da matriz elétrica mundial. Essa característica faz com que o setor de energia elétrica brasileiro apresente algumas limitações associadas principalmente à sua vulnerabilidade a fatores climáticos, evidenciada pela crise energética

ocorrida entre os anos de 2001-2002 e pelos altos custos sociais, como a desapropriação de terras e o deslocamento de comunidades inteiras para novas localidades com construção de barragens, e ambientais, como o desmatamento e a perda da biodiversidade, ligados à ampliação da infraestrutura de oferta de energia.

Por essa razão, acredita-se que entender a dinâmica da relação entre o consumo de energia elétrica e o crescimento econômico se configura como algo relevante no cenário brasileiro, pois pode servir de base para políticas públicas mais eficazes voltadas para o estímulo à ampliação ou à conservação da oferta de energia existente. Por exemplo, se a hipótese de conservação for constatada, políticas de conservação de energia baseadas no gerenciamento da demanda, que têm como objetivo reduzir o consumo final de eletricidade pelo aumento tarifário ou pelo racionamento, podem ser adotadas, causando pouco ou nenhum efeito adverso no nível de produto.

Por outro lado, se for verificada a hipótese de crescimento, políticas de restrição ao consumo de energia devem ser desencorajadas, ao passo que políticas de incentivo à ampliação da oferta de energia, como a construção de grandes e pequenos empreendimentos de geração de energia, oriunda preferencialmente de fontes renováveis, e de estímulos ao uso eficiente de eletricidade, devem ser incentivadas de forma a garantir que o consumo de energia não seja um limitador do crescimento. No Brasil, no que se refere à produção de energia limpa, destacam-se a ampliação e a construção de novos parques eólicos, responsáveis por 8,9% da energia elétrica gerada em todo país no ano de 2019, e a construção de usinas fotovoltaicas responsáveis por 1,1%. Já com relação a ações de estímulos ao uso eficiente de eletricidade, destacam-se, por exemplo, a atuação do PROCEL (Programa Nacional de Conservação de Energia Elétrica), responsável por ações de incentivo a investimentos em treinamentos, e manuais e ferramentas computacionais voltados para a redução do desperdício de energia, principalmente nos setores industrial e comercial, com a otimização dos sistemas produtivos.

Tendo em vista os diferentes estágios de desenvolvimento econômico, diferentes dotações de recursos naturais, tamanho da população, padrões de consumo de eletricidade e outras características regionais que variam amplamente entre os estados, o território brasileiro apresenta um cenário de grande heterogeneidade entre as regiões que o compõem, podendo essa característica se refletir em variações significativas na dinâmica da relação entre consumo de energia e crescimento, de uma localidade para a outra. De acordo com dados do Sistema de Contas Regionais (SCR), disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e

Estatística (IBGE), em 2018 os estados da região Sudeste e Sul foram responsáveis por concentrar pouco mais 60% do PIB brasileiro. No segmento energético, o cenário também é semelhante, visto que, de acordo com BEN (2020), as regiões Sul e Sudeste foram responsáveis por 67,8% do consumo total de energia elétrica e por pouco mais de 50% do total gerado no ano de 2019.

O mesmo cenário de heterogeneidade também pode ser encontrado entre os principais setores da economia brasileira no que diz respeito à energia e à produção. De acordo com BEN (2020), em 2019 o setor industrial foi responsável pela maior participação no consumo total de energia elétrica (35,9%), seguido pelo setor residencial (26,1%), comercial/serviços (17,4%), público (8,5%), energético (6,0%) e agropecuário (5,7%). No que se refere à produção, de acordo com o IBGE, no mesmo ano, o setor comercial/serviços foi responsável pela maior parcela do PIB brasileiro (73,5%), seguido pelo setor industrial (21,4%) e pelo setor agropecuário (5,1%).

Considerando o exposto, o presente trabalho se propôs a investigar a existência e a direção da relação de causalidade entre o consumo de energia elétrica e PIB no Brasil, tendo como base uma análise desagregada a nível setorial e regional, utilizando dados a nível estadual, cobrindo um período de vinte e oito anos (1989-2017). A escolha do período analisado se deve ao fato de ser o maior intervalo de tempo disponível, responsável por englobar dados referentes a todos os estados brasileiros (o estado do Tocantins, por exemplo, só foi fundado em 1988).

Para a análise a nível regional, a relação entre energia elétrica e PIB foi investigada em cada uma das cinco grandes regiões geográficas brasileiras (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste) tendo em vista seus respectivos estados. Já para a análise a nível setorial, foram investigados três importantes setores da economia brasileira: indústria, comércio e serviços. Os setores de comércio e serviços foram examinados conjuntamente, dado que as informações sobre o consumo de energia elétrica de ambos são computadas e disponibilizadas de forma conjunta pelas instituições responsáveis. Também cabe destacar que, apesar de sua relevância, o setor agropecuário não foi incluído na análise setorial, pois os dados referentes ao consumo de energia elétrica desse setor não se encontram disponíveis em nível estadual<sup>2</sup>.

O presente estudo contribui para a literatura existente, expandindo a discussão acerca do tema exposto com foco específico no território brasileiro a partir de uma análise

---

<sup>2</sup> O setor residencial não foi incluído na análise, pois o foco do estudo está na relação entre atividade econômica e consumo de energia elétrica.

desagregada em nível setorial e regional, diferindo de estudos anteriores por empregar uma abordagem baseada em técnicas econométricas no contexto de dados em painel que, em comparação com as utilizadas no contexto de séries de tempo, são mais recentes e apresentam algumas propriedades que garantem resultados mais robustos.

### **1.3 Hipótese**

Dada a relevante participação da eletricidade na dinâmica da economia brasileira, evidenciada em estudos anteriores, assume-se a hipótese de que seu consumo desempenha papel determinante no crescimento econômico do Brasil tanto em nível regional quanto setorial, assim como postulado pelas hipóteses de crescimento e de *feedback*.

### **1.4 Objetivos**

#### **1.4.1 Objetivo Geral**

Investigar a relação entre PIB e consumo de energia elétrica nas cinco grandes regiões do Brasil e nos setores industrial e de comércio/serviços, no período de 1989 a 2017.

#### **1.4.2 Objetivos Específicos**

Especificamente, pretende-se:

- a) Identificar como os níveis de produto setorial e regional se relacionam com o consumo de energia elétrica; e
- b) Discutir como políticas energéticas de estímulo à ampliação e conservação da oferta e do consumo de energia elétrica podem influenciar a dinâmica da economia brasileira a nível setorial e regional.

### **1.5 Estrutura do Trabalho**

Este trabalho está dividido em seis seções, além dessa seção inicial introdutória. Na segunda seção, são apresentadas algumas características do setor de energia elétrica brasileiro, bem como um panorama do consumo de energia elétrica e do PIB em um nível regional e setorial para o período sob análise (1989-2017). Na terceira seção, é apresentado o referencial teórico. Na quarta seção, é apresentada a abordagem empírica acompanhada da descrição e da fonte dos dados utilizados. Na quinta seção, são apresentados os principais resultados e discussões e, por fim, na sexta seção, são apresentadas as conclusões.

## **2 O SETOR DE ENERGIA ELÉTRICA BRASILEIRO**

### **2.1 Características do Setor de Energia Elétrica no Brasil**

De acordo com dados do Anuário Estatístico de Energia Elétrica de 2020, o Brasil é atualmente um país com mais de 210 milhões de habitantes e conta com cerca de 85 milhões de unidades consumidoras de energia, das quais mais de 85% correspondem a consumidores residenciais. Algumas particularidades associadas aos diferentes perfis geográficos e à disponibilidade de recursos naturais e econômicos dentro do extenso território nacional acabaram por determinar os contornos adquiridos pelos sistemas de geração, transmissão e distribuição que compõem o setor de energia elétrica brasileiro.

Para geração e transmissão de energia elétrica, o país conta com um sistema composto por usinas, linhas de transmissão e ativos de distribuição, que atuam em conjunto e compõem o chamado Sistema Interligado Nacional (SIN). O SIN abrange a maior parte do território brasileiro e é constituído pelas conexões que foram sendo feitas, ao longo do tempo, de instalações inicialmente restritas ao atendimento exclusivo das regiões de origem: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e parte da região Norte. Existem ainda alguns sistemas de menor porte não conectados ao SIN, chamados de Sistemas Isolados, encontrados em regiões de difícil acesso, como a Amazônia (ANEEL, 2008).

O Operador Nacional do Sistema Elétrico (ONS) é o órgão responsável pela coordenação e controle da operação do SIN conduzida pelas empresas geradoras e transmissoras de energia, sob a regulação e fiscalização da Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). Entre as vantagens do SIN, está a possibilidade de troca de energia elétrica entre as regiões do país em momentos de estiagem em algumas delas em razão da predominância de usinas hidrelétricas localizadas em regiões com regimes hidrológicos diferentes. Outra vantagem é a possibilidade de operação em regime complementar de usinas hidrelétricas e termelétricas, que são acionadas apenas em momentos de pico da demanda ou em períodos de grande redução do nível dos reservatórios das hidrelétricas (ANEEL, 2008).

No que tange ao sistema de geração, segundo o Sistema de Informações de Geração da ANEEL (SIGA), o Brasil tem atualmente um total de 7.250 empreendimentos em operação, totalizando mais de 162 mil KW (Quilowatt) de potência instalada. Grande parte desses empreendimentos, cerca de 3.004, corresponde a usinas termelétricas de médio porte,

enquanto a geração hidrelétrica conta com 217 empreendimentos de grande porte, 428 Pequenas Centrais Hidrelétricas (PCHs) e 696 micro usinas hidrelétricas.

Os sistemas de transmissão e distribuição são responsáveis pelo transporte da energia e por apresentarem uma estrutura física que torna economicamente inviável a competição entre dois ou mais agentes em uma mesma área de concessão, sendo considerados monopólios naturais em que predomina o modelo de regulação de preços ou regulação por incentivos.

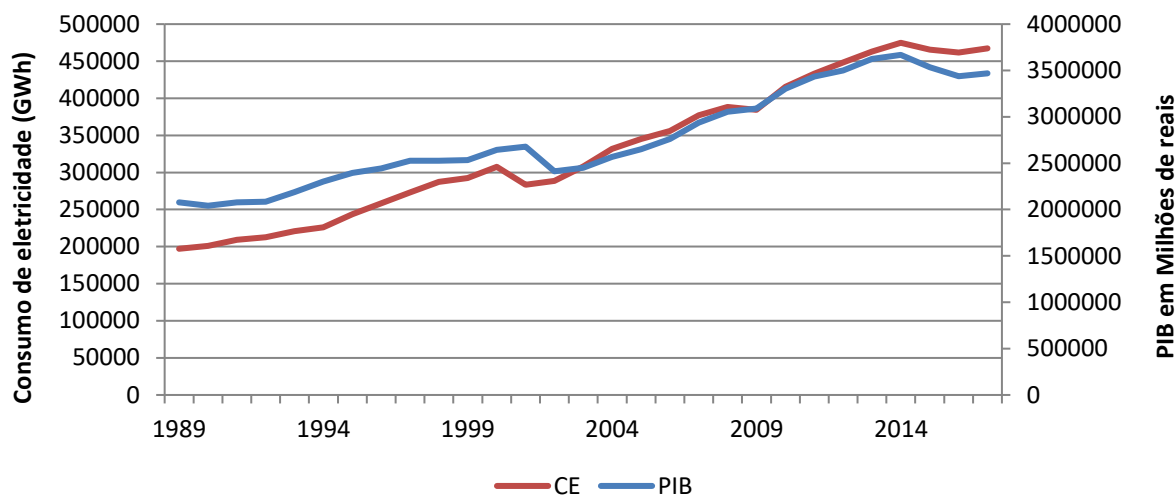
O sistema de transmissão é composto por empresas que obtiveram suas concessões ao participar de leilões públicos promovidos pela ANEEL. Elas são responsáveis pela implantação e operação da rede que liga as usinas (fontes de geração) às instalações das companhias distribuidoras localizadas junto aos centros consumidores. A grande extensão da rede de transmissão no Brasil – chegando a mais de 145 mil quilômetros de linhas de transmissão e 156 concessionárias licitadas - é explicada pela configuração do sistema de geração, constituído, na maior parte, de usinas hidrelétricas instaladas em localidades distantes dos centros consumidores (ANEEL, 2008; EPE, 2020).

Já o sistema de distribuição é responsável pela conexão e atendimento das unidades consumidoras por meio das empresas distribuidoras. Segundo dados da Associação Brasileira de Distribuidoras de Energia Elétrica, ABRADDEE (2020), o mercado de distribuição brasileiro é formado atualmente por 53 concessionárias espalhadas por todo o território nacional, responsáveis por atender um consumo médio mensal de 472 KWh.

## **2.2 Consumo de Energia Elétrica e PIB Regional e Setorial no Brasil (1989-2017)**

No período de 1989 a 2017, o consumo final de energia elétrica no Brasil apresentou aumento significativo. Com uma taxa média de crescimento de 3,18% a.a, o consumo total de eletricidade foi de pouco mais de 197 mil GWh em 1989, para mais de 467 mil GWh em 2017, totalizando um aumento de 137%. Com relação ao PIB real (a preços de 2010), sua taxa média de crescimento foi de 1,91% a.a, o que se refletiu em um aumento de cerca de 63% ao final do período analisado. A Figura 1 mostra a evolução de ambas as variáveis ao longo do tempo.

Figura 1 – Evolução do consumo total de eletricidade e do PIB real total no Brasil, 1989 a 2017



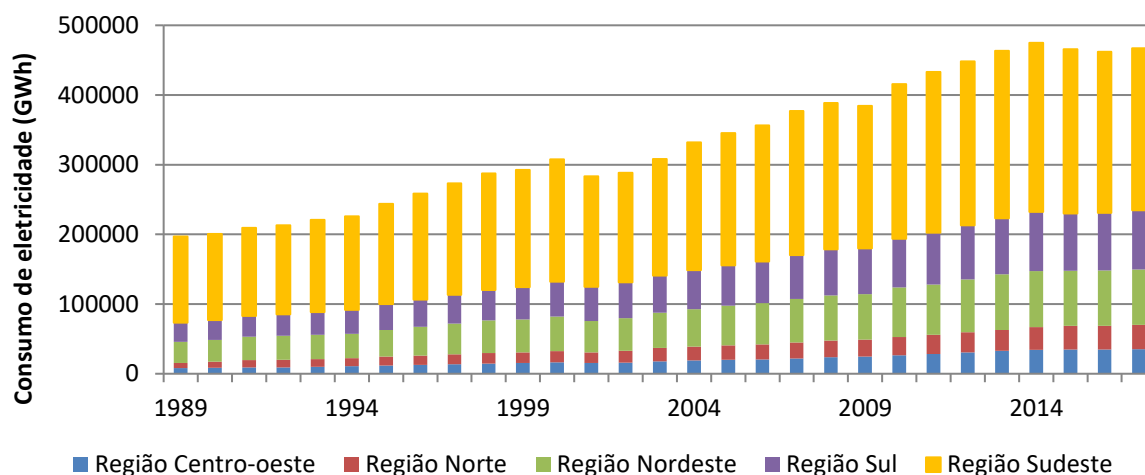
Fonte: Elaboração própria, tendo como referência dados da pesquisa.

Nota: CE – consumo de eletricidade; PIB – Produto Interno Bruto.

O período de maior crescimento do consumo de eletricidade ocorreu nos anos 1990, quando foi registrado um crescimento médio de 4,15% a.a. No início dos anos 2000, dada a séria crise hídrica ocorrida entre os anos de 2001 e 2002, a taxa de crescimento do consumo desse recurso energético caiu significativamente (7,9% em 2001) devido a uma forte retração da oferta e só voltou a crescer a partir do ano de 2003. Com o PIB não foi diferente, após um período de forte crescimento nos anos 1990, quando apresentou um crescimento médio de 2,04% a.a., no início dos anos 2000, após uma forte queda (9,93% em 2002), ele só voltou a crescer a partir de 2003, apresentando uma taxa média de crescimento de 2,49% a.a. até 2017.

Em razão de suas proporções continentais, o território brasileiro apresenta um cenário de grande heterogeneidade entre as regiões que o compõem, refletindo-se tanto no campo energético quanto no econômico. A Figura 2 mostra a participação de cada grande região geográfica do Brasil no consumo total de eletricidade do país.

Figura 2 – Participação regional no consumo total de eletricidade do Brasil, 1989 a 2017

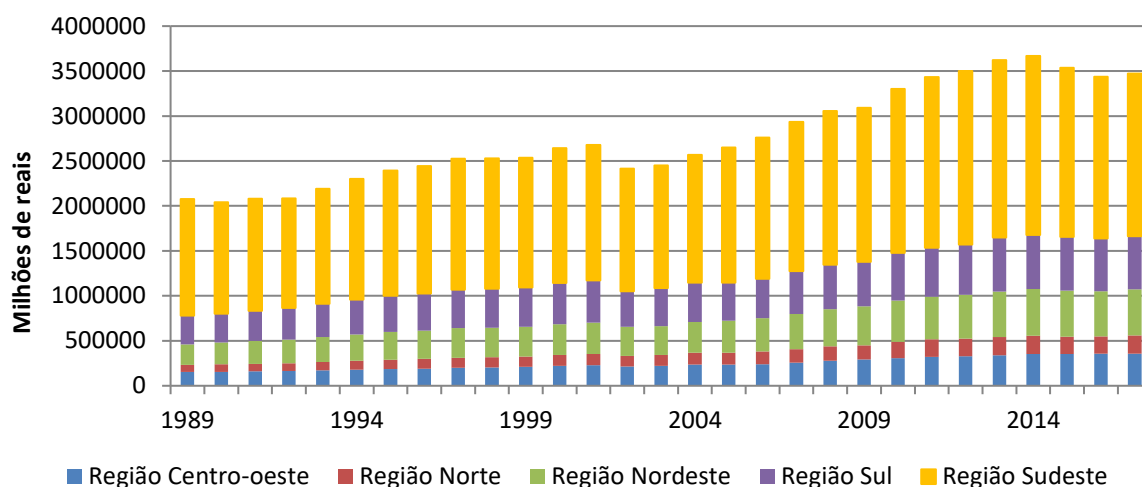


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

Conforme se pode notar ao examinar a Figura 2, a região Sudeste se destaca como a principal consumidora de energia elétrica do país, sendo responsável por uma participação média anual de 55,8% na carga total do Sistema Integrado Nacional (SIN) no período de 1989 a 2017. Quanto às demais regiões, a região Nordeste foi responsável por pouco mais de 16,4% do consumo médio total do período em questão, acompanhada do Sul com 16,3%, Norte com 5,8% e a região Centro-Oeste com 5,7%.

Com relação à distribuição regional do PIB brasileiro, o cenário não é muito diferente do campo energético. A região Sudeste mantém seu papel de destaque ao concentrar a maior parcela do PIB nacional, respondendo por uma participação média anual de 55,6% entre 1989 e 2017. Além disso, a relação dos cinco maiores PIBs do Brasil, que se mantém inalterada desde 2002, continua se concentrando nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio grande do Sul e Paraná, que, juntos, responderam por mais de 64% do PIB em 2017. A Figura 3 ilustra a participação de cada grande região no PIB real total brasileiro no período analisado.

Figura 3 – Participação regional no PIB real total do Brasil, 1989 a 2017

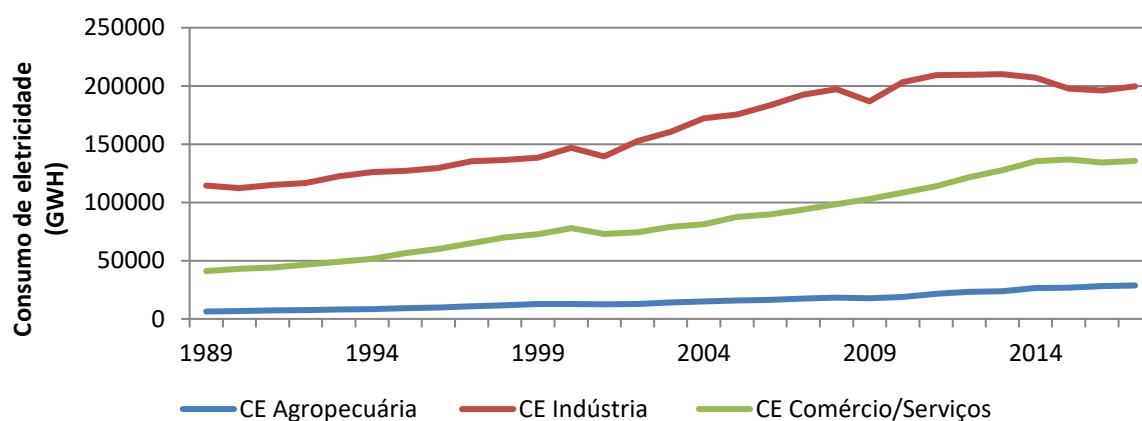


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

Mesmo concentrando mais da metade do produto nacional, a região Sudeste vem perdendo participação ao longo dos anos. Em 1989, o Sudeste foi responsável por mais de 62% do PIB brasileiro, reduzindo sua participação para 52% em 2017. Enquanto isso, embora seja responsável pela menor participação média anual no PIB, cerca de 4,9%, foi a região Norte que apresentou maior crescimento no período analisado, alcançando uma taxa média de crescimento de 3,4% a.a., a maior entre todas as regiões e superior à média nacional, que foi de 1,9% a.a.

No que se diz respeito ao campo setorial, também é possível notar distintos níveis de produto e consumo energético entre os principais setores produtivos da economia brasileira. A Figura 4 ilustra os diferentes níveis de consumo de eletricidade entre os setores industrial, comercial/serviços e agropecuário.

Figura 4 – Consumo setorial de eletricidade no Brasil, 1989 a 2017

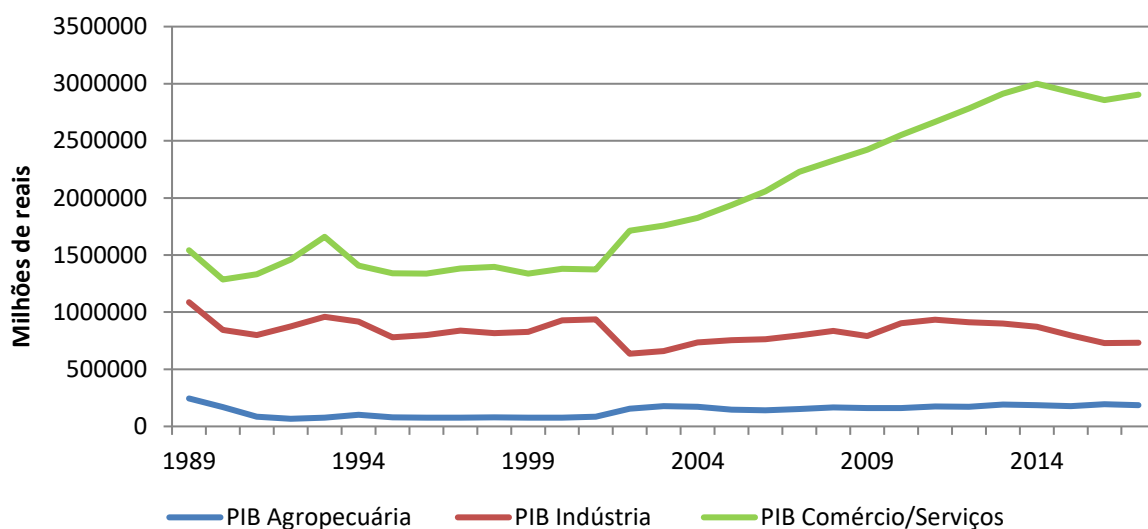


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa.

Entre os anos de 1989 e 2017, o setor industrial apresentou o nível de consumo mais elevado entre os setores, respondendo por mais de 45% do consumo médio total do período, acompanhado pelo setor de comércio/serviços, responsável por 23% e pelo setor agropecuário, por 4%.

No que se refere à produção setorial, a Figura 5 mostra a distribuição do PIB de cada um dos setores para o período considerado.

Figura 5 – PIB setorial real do Brasil, 1989 a 2017



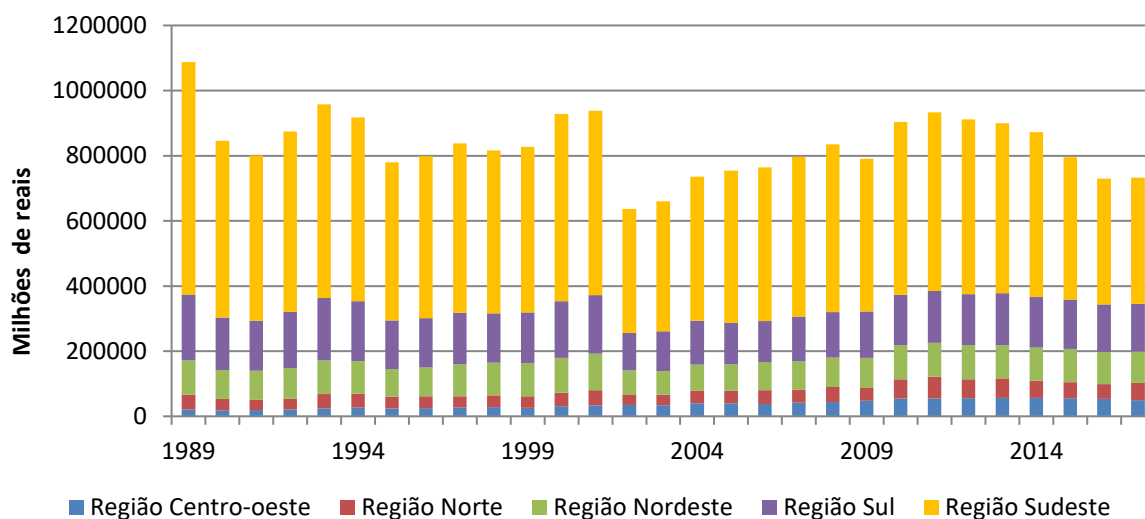
Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

A Figura 5 permite observar que o setor de comércio/serviços se destaca como aquele que mais contribuiu para o crescimento do produto brasileiro ao longo do período analisado, sendo responsável por uma participação média anual de pouco mais de 65% na composição do PIB total, seguido dos setores industrial e agropecuário, responsáveis por 29,6% e 4,6%, respectivamente. Vale destacar que apesar de a indústria ser o setor que mais consome eletricidade, ela vem perdendo participação no PIB ao longo dos últimos anos, apresentando uma taxa média de crescimento negativa de 0,85% a.a. Em contrapartida, o setor de comércio/serviços foi o que apresentou maior crescimento no PIB, com uma taxa média de 2,6% a.a.

Em se tratando do cenário regional, tanto o produto quando o consumo energético setorial apresentam uma distribuição distinta ao longo do território brasileiro. A atividade industrial, por exemplo, apresenta maior concentração nos estados das regiões Sul e Sudeste. No ano de 2017, somente o Sudeste foi responsável por pouco mais de 52% do produto

industrial, seguido pelo Sul, responsável por 19,9%. A Figura 6 mostra a participação de cada região brasileira no PIB industrial.

Figura 6 – Participação regional no PIB industrial do Brasil, 1989 a 2017

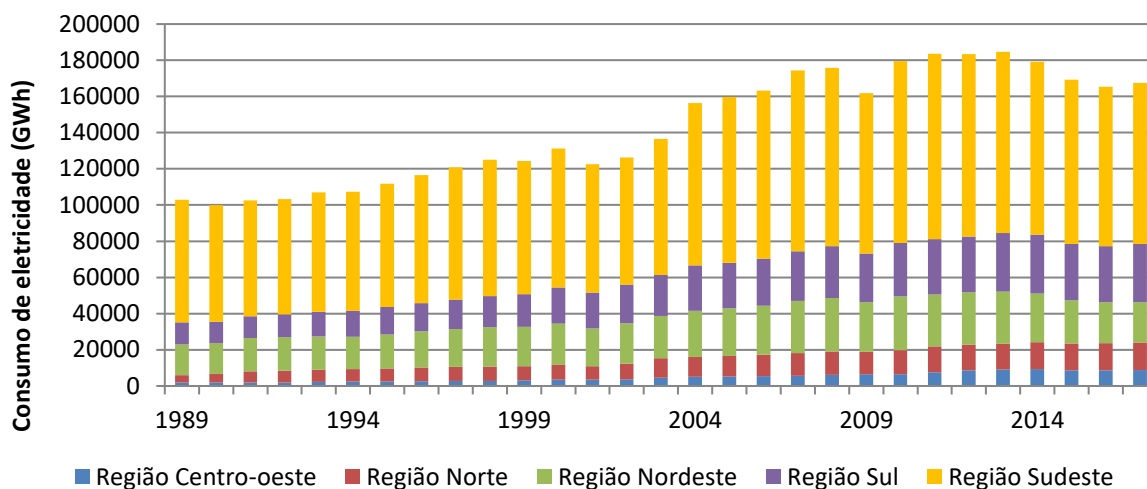


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa.

Apesar de responderem por menos da metade do que foi produzido pelo setor industrial, as regiões Centro-Oeste e Norte foram as únicas que apresentaram crescimento positivo no produto industrial. O PIB industrial do Centro-Oeste apresentou uma taxa média de crescimento de 3,4% a.a., seguido do PIB industrial do Norte com uma taxa média de 1,8% a.a.

No que tange ao cenário energético do setor industrial brasileiro, a distribuição do consumo de eletricidade industrial entre as regiões não é muito diferente. A região Sudeste lidera o consumo de eletricidade do setor com uma participação média anual de 57,9%, seguida pela região Nordeste e Sul, responsáveis, por 16,5% e 15,4% respectivamente. A Figura 7 ilustra a participação regional no consumo de eletricidade industrial.

Figura 7 – Participação regional no consumo de eletricidade industrial do Brasil, 1989 a 2017

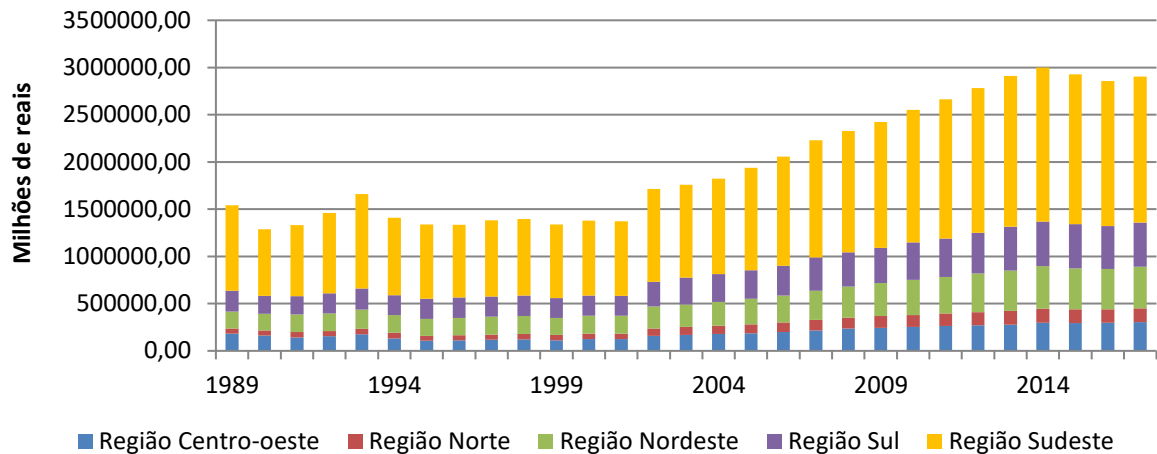


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

Apesar da pequena participação no consumo total de eletricidade do setor industrial, as regiões Centro-Oeste e Norte foram as que apresentaram maior crescimento no período. O consumo de eletricidade industrial do Centro-Oeste apresentou uma taxa média de crescimento de 5,8% a.a., seguido do consumo de eletricidade industrial do Norte com uma taxa média de 5,1% a.a.

Não muito diferente do cenário encontrado para o setor industrial, a distribuição regional do produto e do consumo de eletricidade do setor de comércio/serviços também se concentra entre os estados das regiões Sudeste e Sul. A única exceção, no entanto, é a região Nordeste, que vem ganhando cada vez mais participação tanto no PIB quanto no consumo de eletricidade do setor ao longo dos últimos anos. A Figura 8 ilustra a participação de cada região brasileira no PIB do setor de comércio/serviços.

Figura 8 – Participação regional no PIB comercial/serviços do Brasil, 1989 a 2017

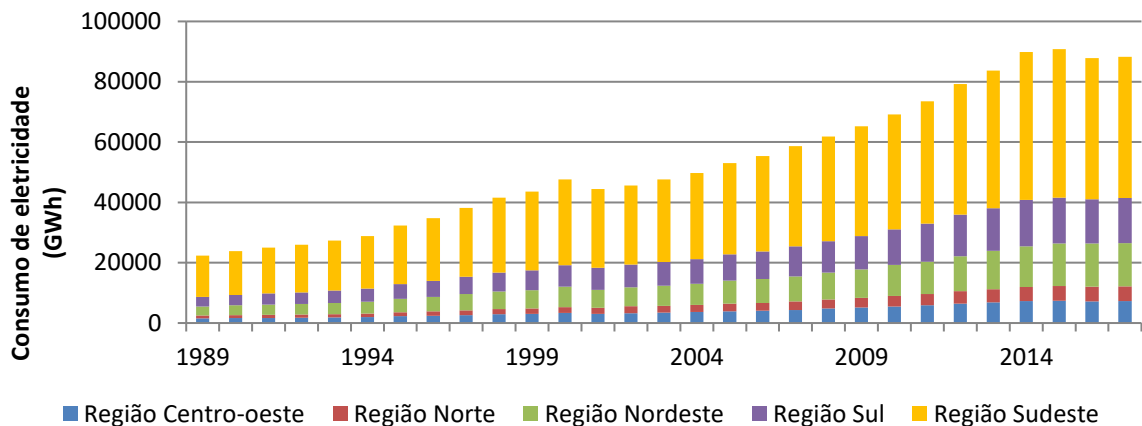


Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

No período analisado, somente o Sudeste foi responsável por uma participação média de 56,4% no produto total do setor contra uma participação média de 15,4% da região Sul e 13,9% da região Nordeste. O PIB comercial/serviços da região Norte foi o que registrou maior crescimento, alcançando uma taxa média de quase 4% a.a., seguido pelo PIB setorial da região Nordeste, que apresentou um crescimento médio anual de 3,4%.

No cenário energético, os números são quase os mesmos. A região Sudeste foi responsável por uma participação média de 57,7% no consumo de eletricidade do setor, seguida por uma participação média de 16% da região Sul e 14,3% da região Nordeste. A Figura 6 mostra a participação regional no consumo de eletricidade do setor de comércio e serviços.

Figura 9 - Participação regional no consumo de eletricidade comercial/serviços do Brasil, 1989 a 2017



Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

Apesar da menor participação média no consumo total de eletricidade do setor (4,7%), o consumo de eletricidade comercial/serviços da região Norte foi o que apresentou a maior taxa média de crescimento, pouco mais de 6% a.a., seguida de perto pelo consumo de eletricidade setorial da região Nordeste com uma taxa média de 5,9% a.a. e da região Centro-Oeste com uma taxa de 5,8% a.a.

De modo geral, a análise prévia dos dados feita nessa seção aponta para uma trajetória de crescimento positiva para o nível de produto e para o consumo de eletricidade no território brasileiro tanto em nível agregado quanto em nível setorial/regional. Outro ponto que merece destaque é o fato de que, apesar de a região Sudeste se manter como protagonista em todos os segmentos analisados, regiões menos expressivas nos seguimentos industrial e comercial/serviços, como Norte e Nordeste, vêm ganhando espaço nos últimos anos, ainda que de forma ainda muito tímida.

### 3 REFERENCIAL TEÓRICO

Duas vertentes principais podem ser identificadas na literatura que analisa a relação entre consumo de energia e crescimento econômico. A primeira descreve que o uso de energia moderna (petróleo, gás e eletricidade) se configura como o principal meio para alcançar o progresso econômico, social e tecnológico, bem como é responsável por complementar os insumos capital e trabalho no processo de produção (hipótese de crescimento). Nesse cenário, acredita-se que a energia pode ser tanto um fator limitante como um impulsionador da atividade econômica, a depender da sua disponibilidade e qualidade (STERN, 2015; GADELHA e CERQUEIRA, 2014).

A segunda vertente, entretanto, descreve que o papel da energia é mínimo ou neutro para o crescimento econômico. A possibilidade de influência mínima da energia sobre o crescimento (hipótese de conservação) é sustentada pelo argumento de que, à medida que a economia cresce, sua estrutura de produção tende a se deslocar para setores como o de serviços e tecnologia que, em comparação com o setor industrial, por exemplo, são menos dependentes de energia. Já a possibilidade de neutralidade entre energia e crescimento é sustentada pelo argumento de que o custo da energia como fator de produção é muito pequeno como proporção do PIB, portanto, o consumo de energia não deve ter impacto significativo no crescimento do produto (hipótese da neutralidade) (GHALI e SAKKA, 2004).

De forma a se diferenciar de estudos voltados para demanda energética e seus determinantes, os estudos empíricos que analisam onexo causal entre energia e crescimento econômico têm como principal base teórica o modelo de crescimento neoclássico, segundo o qual o nível de produto é determinado não só pelo estoque de capital e pelo estoque de mão de obra disponível, mas também pelo consumo de energia.

Estudos como o de Sari e Soytaş (2007), Pala (2020) e Churchill e Ivanovski (2020), por exemplo, tomam como base uma função de produção agregada neoclássica, que pode ser especificada da seguinte maneira:

$$Y_t = f(K_t, L_t, E_t) \tag{1}$$

em que  $Y$  é o nível de produto agregado ou PIB real,  $K$  o estoque de capital,  $L$  o nível de emprego,  $E$  é o consumo total de energia (agregada ou elétrica) e o subscrito  $t$  denota o período tempo. Tomando a diferencial total de (1), obtém-se a seguinte expressão:

$$\dot{Y}_t = a\dot{K}_t + b\dot{L}_t + c\dot{E}_t \quad (2)$$

em que o ponto sobre as variáveis significa que elas estão na forma de taxa de crescimento. Os parâmetros  $a$ ,  $b$  e  $c$  são as elasticidades do produto com respeito ao capital, trabalho e energia, respectivamente. A partir das equações (1) e (2), espera-se que, ao menos em termos teóricos, haja uma relação positiva entre a quantidade consumida de energia elétrica e o nível de produto. Em outras palavras, o esperado é que uma das direções da causalidade seja do consumo de eletricidade para o crescimento.

Uma abordagem teórica alternativa que também ilustra a relação entre energia e crescimento consiste na formulação de uma função de demanda por energia elétrica. Assim, como proposto por Schmidt e Lima (2004), uma função de demanda por energia pode ser especificada da seguinte maneira:

$$E_t = f(P_t, Y_t, L_t, S_t) \quad (3)$$

em que  $E_t$  é o consumo de energia (residencial, comercial e industrial),  $P_t$  é a tarifa de energia (o preço),  $Y_t$  é a renda ou PIB,  $L_t$  é o preço dos eletrodomésticos e  $S_t$  é o preço de um bem substituto. Ao se observar a equação (3), o esperado é que o produto das firmas e/ou da renda das famílias possa influenciar positivamente o consumo de energia.

Ao observar os dois modelos teóricos propostos, nota-se que, ao menos em termos teóricos, também se pode esperar que haja causalidade bidirecional entre consumo de energia e produto (hipótese de *feedback*). Portanto, a dependência em ambos os sentidos entre crescimento e energia faz com que ambas as variáveis possam ser consideradas endógenas e ao mesmo tempo regressoras em cada um dos modelos.

## 4 METODOLOGIA

A literatura empírica existente voltada para a análise donexo causal entre energia e crescimento se baseia principalmente no conceito de causalidade desenvolvido por Granger (1969) e pode ser dividida entre técnicas econométricas mais consolidadas baseadas em modelos de séries temporais e em modelos de construção mais recente, como os de dados em painel<sup>3</sup>.

Para cumprir com o objetivo de analisar a relação entre PIB e consumo de energia elétrica no Brasil, o presente estudo seguiu uma abordagem baseada na construção de modelos de dados em painel que, em comparação com modelos de séries de tempo, apresenta algumas vantagens, como um número maior de graus de liberdade, uma melhoria nas propriedades de potência e tamanho dos testes de cointegração e raiz unitária e maior confiabilidade e robustez dos resultados dos testes de causalidade.

Com o intuito de facilitar a apresentação da abordagem empírica, essa seção foi dividida em seis subseções, a saber: 4.1 descrição do modelo empírico; 4.2 teste de dependência *cross-section*; 4.3 testes de raiz unitária em painel; 4.4 teste de cointegração em painel; 4.5 teste de causalidade de Granger em painel; e 4.6 descrição, tratamento e fontes dos dados.

### 4.1 Descrição do modelo empírico

No que diz respeito ao estudo da relação de causalidade no sentido de Granger entre consumo de energia e crescimento econômico, é usual que o primeiro desafio encontrado para especificação do modelo empírico esteja associado à escolha entre a construção de um modelo bivariado ou multivariado. De acordo com Smyth e Narayan (2015), a escolha entre um modelo bivariado ou multivariado gera um importante *trade-off*, de modo que em estrutura bivariada deve-se estar atento aos possíveis problemas associados ao viés de omissão de variáveis relevantes, enquanto em uma estrutura multivariada, a atenção deve estar sobre problemas associados à parametrização excessiva e à perda de graus de liberdade.

Ainda segundo Smyth e Narayan (2015), na ausência de dados necessários para construção de um modelo de estrutura multivariada, a especificação de um modelo bivariado a partir de dados em painel apresenta como vantagem a possibilidade de ser suficiente para

---

<sup>3</sup>Trabalhos como o de Payne (2010), Ozturk (2010) e Tiwari et al. (2021) trazem uma extensa revisão acerca da literatura voltada para a análise empírica da relação causal entre energia e crescimento econômico.

investigar a causalidade de Granger entre duas variáveis e contornar os possíveis problemas associados ao viés de variáveis omitidas. Fuinhas e Marques (2012) vão além e alegam que, apesar de o problema do viés de omissão de variáveis poder levar à não detecção de causalidade em modelos bivariados, caso ela seja detectada, não é necessário que mais variáveis sejam incorporadas ao modelo quando o objetivo principal do estudo for avaliar fundamentalmente a relação de causalidade.

Partindo da hipótese de que o consumo de energia elétrica pode ser um importante determinante no crescimento econômico do Brasil e frente a uma indisponibilidade de dados em nível regional/setorial, que inviabilizou a construção de um modelo multivariado, o presente estudo seguiu a literatura existente e tomou como base um modelo bivariado de produção agregada neoclássica, assim como o proposto em estudos recentes como os de Dogan et al. (2016), Nain et al. (2017) e Tiwari et al. (2021), em que o nível de produto pode ser expresso em função do consumo de eletricidade como segue:

$$PIB_{jit} = f(CE_{jit}) \quad (4)$$

Em que  $j = 1, 2$  e  $3$  representa cada um dos três modelos propostos (o primeiro refere-se à relação entre PIB total e consumo total de eletricidade, o segundo, à relação entre PIB industrial e consumo de eletricidade industrial, e o terceiro, à relação entre PIB comercial/serviços e consumo de eletricidade comercial/serviços);  $i = 1, \dots, 27$  representa as unidades federativas (UFs) do Brasil;  $t = 1, \dots, 29$  representa o período de tempo analisado (1989-2017); PIB o Produto Interno Bruto; e CE o consumo de energia elétrica.

#### **4.2 Teste de dependência *cross-section***

Estudos recentes apontam que uma limitação comum das análises empíricas mais tradicionais empregadas no contexto de dados em painel está na suposição de independência entre as unidades de corte transversal, também conhecida como hipótese de independência *cross-section*. Dobnik (2011) destaca que, em se tratando da análise de dados macroeconômicos, que normalmente apresentam fortes ligações inter-regionais, o pressuposto de independência *cross-section* pode levar a resultados enviesados dos testes tradicionais de raiz unitária, cointegração e causalidade, uma vez que sua construção costuma ter como base a hipótese de independência *cross-section*.

Como no presente estudo as unidades do painel representam estados que fazem parte de um mesmo país e que em muitos casos apresentam características econômicas e geográficas bastante semelhantes, o esperado é que esse problema seja mais proeminente. Por esse motivo, de forma a contornar possíveis problemas associados à sua presença, o primeiro passo da abordagem empírica consistiu na análise da existência de dependência *cross-section* nos dados utilizados.

Existem ao todo quatro testes de dependência *cross-section* disponíveis na literatura empírica. São eles o teste LM de Breusch e Pagan (1980), o teste LM em escala de Pesaran (2004), o teste CD de Pesaran (2004) e o teste LM em escala com correção de viés de Baltagi et al. (2012). A hipótese nula geral para esses testes é a de que não existe dependência *cross-section* nos dados.

Devido à sua maior popularidade e ao fato de sua hipótese nula de dependência zero entre os membros do painel ser aplicável a uma variedade de modelos em painel, como painéis heterogêneos dinâmicos estacionários ou não estacionários e com quebras estruturais, optou-se no presente estudo pelo emprego do teste CD, proposto por Pesaran (2004).

O teste CD tem por base uma média de todas as correlações de pares dos resíduos de mínimos quadrados ordinários (MQO) das regressões individuais de um modelo de dados em painel que pode ser definido como segue:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (5)$$

em que  $i = 1, \dots, N$  representa os membros do painel;  $t = 1, \dots, T$  se refere ao período de tempo; e  $x_{it}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de regressores observados. Os interceptos,  $\alpha_i$ , e os coeficientes angulares,  $\beta_i$ , podem variar entre os membros do painel. A estatística do teste CD pode ser definida como:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow N(0, 1) \quad (6)$$

em que  $\hat{\rho}_{ij}$  é a correlação amostral estimada entre os de pares dos resíduos de MQO, associados à equação (6) obtido da seguinte forma:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2)^{1/2}} \quad (7)$$

### 4.3 Testes de raiz unitária em painel

Como segundo passo da abordagem empírica, foi examinada a ordem de integração das variáveis em consideração (consumo de eletricidade total e setorial e PIB total e setorial). Para cumprir com esse objetivo, optou-se por um conjunto de testes de raiz unitária em painel, selecionados a partir de sua popularidade e propriedades de teste distintas.

Os testes empregados foram o teste LLC, proposto por Levin et al. (2002), o teste de Breitung (2000) e o teste de Hadri (2000). Suas aplicações também podem ser observadas em Dogan et al. (2016) e Rahman (2021).

De um modo geral, os testes de raiz unitária no contexto de dados em painel partem de um modelo simples contendo um componente autorregressivo de primeira ordem e que pode ser escrito como segue:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (8)$$

em que  $i = 1, \dots, N$  representa os membros do painel;  $t = 1, \dots, T$  se refere ao período de tempo;  $y_{it}$  é a variável que está sendo testada;  $\rho_i$  é um parâmetro autoregressivo; e  $\epsilon_{it}$  é um termo de erro estacionário. O termo  $z_{it}$  pode representar as médias específicas do painel se  $z_{it} = 1$ , as médias específicas do painel e uma tendência de tempo se  $z_{it} = (1, t)$  ou nada se o termo  $z'_{it} \gamma_i + \epsilon_{it}$  for omitido.

O objetivo geral é testar a hipótese nula  $H_0: \rho_i = 1$  para todo  $i$  versus a alternativa  $H_a: \rho_i < 1$ . Dependendo do teste, a hipótese alternativa pode valer para apenas um  $i$ , para uma parcela dos  $i$  ou para todos os  $i$ . A equação (8) é frequentemente escrita como:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + z'_{it} \gamma_i + \epsilon_{it} \quad (9)$$

de modo que a hipótese nula passa a ser então  $H_0: \phi_i = 0$  para todo  $i$  versus a alternativa  $H_a: \phi_i < 0$ .

Os testes LLC e Breitung assumem a existência de um processo de raiz unitária comum entre as unidades do painel e consideram como hipótese nula que todos os painéis são

não estacionários contra a hipótese alternativa de que todos são estacionários. O teste de Hadri, por sua vez, considera como hipótese nula que todos os painéis são estacionários versus a alternativa de que pelo menos um painel contém uma raiz unitária.

De forma a garantir a robustez dos resultados dos testes descritos acima sob a hipótese de dependência *cross-section* nos dados, eles também foram feitos seguindo o procedimento proposto por Levin et al. (2002), que consiste na subtração da média de cada uma das séries de tempo que compõem o painel como forma de mitigar os efeitos da dependência *cross-section*<sup>4</sup>.

Caso os resultados dos testes de raiz unitária indiquem que as variáveis sob análise são integradas de mesma ordem, existe a possibilidade de que elas sejam cointegradas, portanto, um teste de cointegração pode ser empregado para descobrir a existência ou não de uma relação de longo prazo entre elas (HERRERIAS et al., 2013).

#### 4.4 Teste de cointegração em painel

Uma vez que os resultados dos testes de raiz unitária permitiram concluir que todas as variáveis são integradas de primeira ordem, ou seja,  $I(1)$ , o próximo passo da abordagem empírica consistiu na análise de existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas.<sup>5</sup>

Existem vários procedimentos disponíveis para essa finalidade, como os testes de cointegração em painel propostos por Maddala e Wu (1999), Kao (1999) e Pedroni (1999, 2004). Para o presente estudo, optou-se pelo procedimento proposto por Pedroni (1999, 2004), dadas sua popularidade e robustez atribuídas à aplicação de sete estatísticas distintas. Sua implementação também pode ser observada em Wang et al. (2011) e Li e Leung (2012).

O teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) tem por base o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), permitindo interceptos heterogêneos e coeficientes de tendência linear entre os membros do painel. O teste de Pedroni tem como base o seguinte modelo de panel:

---

<sup>4</sup> A rotina “xtunitroot” (disponível no *software* estatístico Stata 16), utilizada para o cálculo dos testes de RU, realiza o procedimento proposto por Levin et al. (2002) de forma automática por meio da seleção da opção “demean”.

<sup>5</sup> Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados na seção 5.2.

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_i X_{it} + e_{it} \quad (10)$$

em que  $X_{it}$  é um vetor coluna de regressores e  $\beta_i$  é um vetor linha de coeficientes para cada *cross-section*  $i$ . Os coeficientes  $\alpha_i$  e  $\delta_i$  correspondem aos interceptos individuais e aos efeitos de tendência linear. As variáveis  $y_{it}$  e  $X_{it}$  são assumidas como I (1). A hipótese nula de nenhuma cointegração é testada pela obtenção dos resíduos,  $e_{it}$ , da equação (10) e da construção da seguinte regressão auxiliar:

$$e_{it} = \rho_i e_{it-1} + u_{it} \quad (11)$$

em que  $\rho_i$  corresponde ao parâmetro autoregressivo (AR) dos resíduos estimados e  $u_{it}$  corresponde a um termo de erro aleatório.

Existem duas hipóteses alternativas, uma homogênea e outra heterogênea. Para a hipótese homogênea ( $\rho_i = \rho < 1$ ), que considera o mesmo parâmetro AR para todos os painéis, Pedroni (1999, 2004) propõe quatro estatísticas de teste que incluem a estatística de painel  $v$  (um teste de razão de variância não paramétrica), a estatística de painel  $r$  (análoga ao teste  $r$  de Phillips-Perron), a estatística de painel PP (análoga ao teste  $t$  de Phillips-Perron) e a estatística de painel ADF.

Para a hipótese alternativa heterogênea ( $\rho_i < 1$ ), que considera o parâmetro AR específico em cada painel, três estatísticas de teste são propostas e podem ser referidas como estatísticas de cointegração em painel da média do grupo e incluem a estatística de grupo  $r$ , a estatística de grupo PP e a estatística de grupo ADF. A construção de cada uma das estatísticas citadas pode ser observada com mais detalhes nos trabalhos originais de Pedroni (1999,2004).

De acordo com Engle e Granger (1987), caso o teste de cointegração indique a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, é possível que exista causalidade entre elas em pelo menos uma direção. Desse modo, para que a direção de causalidade seja definida, é necessária a realização de um teste de causalidade.

Cabe destacar que o teste de cointegração proposto por Pedroni (1999,2004), assim como no caso dos testes de raiz unitária mencionados na seção anterior, não leva em consideração a hipótese de dependência *cross-section* nos dados. Por esse motivo, de forma a

garantir resultados mais robustos, o teste de Pedroni também foi feito pelo procedimento proposto por Levin et al. (2002), descrito anteriormente<sup>6</sup>.

#### 4.5 Teste de causalidade de Granger em painel

De forma a cumprir com o objetivo de identificar como os níveis de produto setorial e regional se relacionam com o consumo de energia elétrica regional e setorial no Brasil, o último passo da abordagem empírica consistiu na análise da relação de causalidade entre elas. Para essa finalidade, optou-se pelo teste de não causalidade de Granger em painel proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012), cuja aplicação também pode ser observada em Dogan et al. (2016), Nain et al. (2017) e Tiwari et al. (2021).

A abordagem proposta por Dumitrescu e Hurlin (2012) corresponde a uma extensão do trabalho seminal de Granger (1969), que desenvolveu uma metodologia capaz de analisar as relações de causalidade entre séries de tempo. Para o presente estudo, supondo que PIB (Produto Interno Bruto) e CE (consumo de eletricidade) sejam duas séries estacionárias, a causalidade no sentido de Granger entre elas pode ser testada pelo seguinte modelo:

$$PIB_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \gamma_k PIB_{t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k CE_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

em que  $t = 1, \dots, 29$  representa o período de tempo analisado;  $\alpha$  corresponde ao termo constante;  $K$  o número de defasagens;  $\gamma_k$  e  $\beta_k$  os coeficientes a serem estimados; e  $\varepsilon_t$  o termo de erro.

Essencialmente, se os valores defasados do  $CE$  se mostrarem preditores significativos do valor atual do  $PIB$ , mesmo quando os valores defasados do  $PIB$  são incluídos no modelo, então pode-se concluir que o  $CE$  exerce uma influência causal sobre o  $PIB$ . A partir de (12), pode-se investigar essa causalidade com base em um teste  $F$  com a seguinte hipótese nula:

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \quad (13)$$

---

<sup>6</sup>A rotina “xtcointtest” (disponível no *software* estatístico Stata 16), utilizada para o cálculo do teste de cointegração, faz o procedimento proposto por Levin et al. (2002) de forma automática por meio da seleção da opção “demean”.

Se  $H_0$  for rejeitada, pode-se concluir que existe causalidade do  $CE$  para o  $PIB$  (hipótese de crescimento). Além disso, a posição das variáveis pode ser trocada, permitindo testar a existência de causalidade do  $PIB$  para o  $CE$  (hipótese de conservação). Conseqüentemente, ao considerar os dois casos de forma simultânea, também é possível testar a existência de causalidade bidirecional (hipótese de *feedback*) ou até mesmo a ausência de causalidade (hipótese de neutralidade).

A distinção da direção da causalidade entre as variáveis  $PIB$  e  $CE$  e as quatro hipóteses derivadas dessa relação norteiam as discussões acerca da influência de diferentes políticas energéticas sobre a dinâmica econômica em diferentes cenários dentro da literatura existente. De modo a cumprir com o segundo objetivo desse trabalho, o presente estudo também tomou como base os resultados dos testes de causalidade para analisar a influência de políticas de estímulo à ampliação e conservação da oferta de energia sobre a dinâmica da economia brasileira a nível regional e setorial.

Projetado para detectar causalidade no contexto de dados em painel, o teste DH proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012) pode ser definido como segue:

$$PIB_{jit} = \alpha_i + \sum_{K=1}^K \gamma_{ik} PIB_{jit-k} + \sum_{K=1}^K \beta_{ik} CE_{jit-k} + \varepsilon_{jit} \quad (14)$$

em que  $PIB_{jit}$  e  $CE_{jit}$  são observações referentes ao Produto Interno Bruto e ao consumo de eletricidade para cada UF ( $i = 1, \dots, 27$ ) no ano  $t$  ( $t = 1, \dots, 29$ ) dentro de cada um dos três modelos analisados ( $j = 1, 2, 3$ ). Os coeficientes  $\gamma_{ik}$  e  $\beta_{ik}$  podem diferir entre os indivíduos (observe os subscritos  $i$  anexados aos coeficientes), mas são considerados invariantes no tempo. A ordem de defasagem  $K$  é considerada idêntica para todos os indivíduos e o painel deve ser equilibrado.

Assim como em Granger (1969), o procedimento para determinar a existência de causalidade consiste em testar se os efeitos dos valores passados do  $CE$  sobre o valor presente do  $PIB$  são significativos. A hipótese nula é, portanto, definida como:

$$H_0: \beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (15)$$

que corresponde à ausência de causalidade para todos os indivíduos do painel.

O teste de DH assume que pode haver causalidade para alguns indivíduos, mas não necessariamente para todos. Assim, a hipótese alternativa é:

$$H_1: \beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \quad (16)$$

$$\beta_{i1} \neq 0 \text{ ou } \dots \text{ ou } \beta_{ik} \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N$$

em que  $N_1 \in [0, N - 1]$  é desconhecido. Se  $N_1 = 0$ , há causalidade para todos os indivíduos do painel.  $N_1$  deve ser estritamente menor que  $N$ , caso contrário, não há causalidade para todos os indivíduos e  $H_1$  se reduz a  $H_0$ .

O procedimento proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012) pode ser dividido em três etapas: (i) Estimar por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) as  $N$  regressões individuais implicitamente incluídas em (14); (ii) com base nas estimativas da primeira etapa, realizar testes  $F$  nas  $K$  hipóteses lineares  $\beta_{i1} = \dots = \beta_{ik} = 0$  para extrair a estatística de Wald individual ( $W_i$ )<sup>7</sup>; (iii) finalmente, a partir das estatísticas individuais de Wald obtidas na segunda etapa, calcular a estatística média de Wald ( $\bar{W}$ ) por meio da equação:

$$\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i \quad (17)$$

Cabe enfatizar que o teste DH é projetado para detectar causalidade no nível do painel, e rejeitar  $H_0$  não exclui a não causalidade para alguns indivíduos. Usando simulações de Monte Carlo, Dumitrescu e Hurlin (2012) mostram que  $\bar{W}$  é assintoticamente bem comportada e pode ser genuinamente usada para investigar a causalidade em painel.

Partindo do pressuposto de que as estatísticas de Wald,  $W_i$ , são independentemente e identicamente distribuídas entre os indivíduos, pode-se mostrar que a estatística padronizada  $\bar{Z}$  quando  $T \rightarrow \infty$  primeiro e depois  $N \rightarrow \infty$  (às vezes interpretado como "T deve ser grande em relação a N") equivale à média das estatísticas individuais de Wald para uma distribuição normalizada assintoticamente.

$$\bar{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \times (\bar{W} - K) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0, 1) \quad (18)$$

<sup>7</sup> A construção da estatística de Wald individual ( $W_i$ ) pode ser observada em Dumitrescu e Hurlin (2012).

Além disso, para uma dimensão  $T$  fixa com  $T > 5 + 3K$ , a estatística padronizada aproximada  $\tilde{Z}$  também segue uma distribuição normal padrão:

$$\tilde{Z} = \sqrt{\frac{N}{2K}} \times \frac{T - 3K}{T - 2K - 3} \times \left( \frac{T - 3K - 3}{T - 3K - 1} \times \bar{W} - K \right) \xrightarrow{T, N \rightarrow \infty} N(0, 1) \quad (19)$$

O procedimento para se testar a hipótese nula em (15) é finalmente baseado em  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$ . Se estes forem maiores do que os valores críticos padrão, deve-se rejeitar  $H_0$  e pode-se concluir que existe causalidade de Granger. Para grandes conjuntos de dados em painel ( $N$  e  $T$  grandes),  $\bar{Z}$  pode ser preferível a  $\tilde{Z}$ . Para conjuntos de dados com  $N$  grande, mas  $T$  relativamente pequeno,  $\tilde{Z}$  deve ser preferido. Contudo, usando simulações de Monte Carlo, Dumitrescu e Hurlin (2012) mostraram que o teste também exhibe boas propriedades de amostra finita, mesmo quando  $T$  e  $N$  são pequenos.

Sob a hipótese de dependência *cross-section*, Dumitrescu e Hurlin (2012) propõe um procedimento de *bootstrap* em bloco para calcular valores críticos de *bootstrap* para  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  em vez de seus respectivos valores críticos assintóticos.

Assim como em Nain et al. (2017) e Tiwari et al (2021), uma estatística do teste de Wald também foi estimada para cada unidade do painel, o que permitiu testar a não causalidade de Granger em cada indivíduo do painel (UF's do Brasil) e, conseqüentemente, montar um panorama geral para cada grande região do país.

Apesar de Dumitrescu e Hurlin (2012) sugerirem o emprego de variáveis estacionárias no seu teste de causalidade, é comum na literatura o emprego de variáveis em nível, mesmo para o caso daquelas confirmadas como I(1) pelos testes de raiz unitária. Por esse motivo, seguindo trabalhos como os de Nain et al. (2017), Shahbaz et al. (2017), Dong et al. (2018) e Tiwari et al. (2021), também se optou no presente estudo pelo emprego das variáveis em nível para a discussão dos resultados principais, apesar de elas terem sido confirmadas como I(1) na análise de estacionariedade apresentada na seção 5 a seguir.

Contudo, como forma de garantir a robustez dos resultados, os testes de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) também foram conduzidos considerando as variáveis em suas respectivas primeiras diferenças. Os resultados desses testes são apresentados no apêndice C.

#### **4.6 Descrição, tratamento e fontes dos dados**

Para a análise proposta, foram utilizados dados de séries temporais de periodicidade anual para o Produto Interno Bruto (PIB) e consumo total de energia elétrica, compreendendo todas as 27 unidades federativas do Brasil (26 estados mais o Distrito Federal) e o período de 1989 a 2017.

Para a análise a nível regional, foram utilizadas a série anual do PIB estadual total em milhões de reais (deflacionado de acordo com o Deflator Implícito do PIB nacional) a preços do ano de 2010 e a série do consumo de energia elétrica estadual total expressa em termos de Gigawatt-hora (GWh). O PIB estadual total corresponde à soma de todos os bens e serviços produzidos na economia (dentro de cada estado do território nacional) em cada um dos anos do período de tempo analisados e tem como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Regionais (IBGE/SCR) e foi obtido no sítio eletrônico do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Já o consumo de energia elétrica estadual total corresponde à soma de toda energia elétrica consumida pelos estados em cada um dos anos, tendo como fonte primária o Boletim SIESE (Quadro: Consumo total de energia elétrica – Brasil) e também foi obtida no sítio eletrônico do IPEA.

Para a análise desagregada a nível setorial, foram utilizadas séries anuais referentes ao PIB estadual industrial e comercial/serviços (R\$ milhões) a preços do ano de 2010 e ao consumo de energia elétrica estadual industrial e comercial/serviços em GWh.

A série do PIB estadual industrial refere-se ao cálculo do PIB pela ótica contábil da produção e compreende todas as atividades econômicas investigadas pela Pesquisa Industrial Anual (Indústrias extrativas e de transformação) e pela Pesquisa Anual da Indústria da Construção, acrescentando ainda os serviços de produção e distribuição de eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana. Já série do PIB estadual comercial/serviços compreende os serviços cuja atividade principal é a compra e venda de mercadorias cobertas pela Pesquisa Anual de Comércio, as unidades locais de comércio da Pesquisa Industrial Anual e a atividade comercial exercida por unidades familiares, proveniente da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio. Ambas as séries têm como fonte primária o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Regionais (IBGE/SCR) e foram obtidas no sítio eletrônico do IPEA.

A série do consumo de energia elétrica estadual industrial corresponde à soma de toda energia elétrica consumida pelo setor industrial do seu respectivo estado e a série do consumo de energia elétrica estadual comercial/serviços corresponde à soma de toda energia elétrica consumida pelas atividades de comércio e serviços dos estados. As duas séries têm como fonte primária Boletim SIESE (Quadro: Consumo indústria e comercial/serviços de energia elétrica – Brasil) e foram obtidas no sítio eletrônico do IPEA.

Cabe destacar que, por razões não informadas pela fonte dos dados, as observações referentes às séries de consumo de eletricidade (total, industrial e comércio/serviço) para o ano de 1997 não estão disponíveis. Para contornar esse problema, optou-se pelo método de imputação única para dados longitudinais faltantes, em que foi tomada a média entre os valores correspondentes aos anos de 1996 e 1998 como representante do valor faltante referente ao ano de 1997.

De forma a evitar o problema de *overdifferencing* resultante da sobreposição dos operadores de diferença, conforme apontado por Charemza e Deadman (1997, p.103), todas as variáveis foram convertidas para forma de logaritmos naturais antes da realização dos testes propostos.

## 5 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A construção dessa seção teve como finalidade apresentar e discutir os resultados obtidos pelos testes e procedimentos propostos, tendo como premissa atender aos objetivos deste trabalho. Na subseção 5.1, são apresentadas algumas estatísticas descritivas das variáveis utilizadas, acompanhadas dos resultados do teste de dependência *cross-section*. Na subseção 5.2, são apresentados e discutidos os resultados dos testes de raiz unitária em painel. Na subseção 5.3, são apresentados os resultados dos testes de cointegração em painel. Por último, na subseção 5.4, são apresentados os resultados dos testes de causalidade de Granger em painel para os modelos propostos.

### 5.1 Estatísticas descritivas das variáveis e resultados do teste de dependência *cross-section*

Um resumo das principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no presente estudo, com os valores de média, desvio-padrão, mínimo e máximo é apresentado na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no estudo

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	Observações
CE (GWh)	12.289,35	20.841,92	100,63	136.481,80	783
CEI (GWh)	5.289,00	9.461,23	3,99	55.989,26	783
CECS (GWh)	1.960,55	3.774,34	19,95	29.594,54	783
PIB (R\$ bi)	103,00	181,00	2,40	1150,00	783
PIBI (R\$ bi)	30,90	59,60	0,17	466,00	783
PIBCS (R\$ bi)	72,90	136,00	1,42	996,00	783

Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa.

Nota: CE, CEI e CECS representam o consumo de eletricidade total, industrial e comercial/serviços respectivamente; PIB, PIBI e PIBCS correspondem ao Produto Interno Bruto total, industrial e comercial/serviços, respectivamente.

A partir da Tabela 2, pode-se observar que os valores médios das variáveis CEI e CECS ilustram bem a diferença entre os níveis de consumo de energia elétrica dos setores industrial e comercial/serviços no período 1989-2017. Assim como foi apresentado na seção 2, a indústria brasileira tem papel de destaque como o setor responsável pela maior parcela do consumo total de eletricidade no país. Por outro lado, em se tratando do nível de produto, a média do PIB do setor de comércio/serviços (PIBCS) se mostra bem superior à média do PIB

do setor industrial (PIBI), reforçando o forte papel desempenhado pelo primeiro na composição do PIB total brasileiro.

Como destacado por Aali-Bujari et al. (2017), grande parte dos estudos sobre a relação entre consumo de energia e PIB pressupõe uma correlação linear positiva entre essas variáveis. Com o objetivo de verificar o grau de correlação entre as variáveis consideradas no presente estudo, foi construída uma matriz de correlação cujos valores podem ser observados na Tabela 3<sup>8</sup>.

Tabela 3 – Matriz de correlação das variáveis utilizadas no estudo

	<b>LCE</b>	<b>LCEI</b>	<b>LCECS</b>	<b>LPIB</b>	<b>LPIBI</b>	<b>LPIBCS</b>
LCE	1					
LCEI	0.9617	1				
LCECS	0.9673	0.8781	1			
LPIB	0.9623	0.8903	0.9736	1		
LPIBI	0.9428	0.9205	0.9244	0.949	1	
LPIBCS	0.9439	0.8544	0.9735	0.9825	0.9159	1

Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa.

Nota: LCE, LCEI e LCECS representam o consumo de eletricidade total, industrial e comercial/serviços respectivamente, na sua forma logarítmica; LPIB, LPIBI e LPIBCS correspondem ao Produto Interno Bruto total, industrial e comercial/serviços, respectivamente, na sua forma logarítmica.

Conforme exposto na Tabela 3, a matriz de correlação revela que todas as variáveis são positivamente correlacionadas umas com as outras. Com relação à análise de causalidade proposta na seção 4, pode-se observar que para o modelo que relaciona consumo total de eletricidade e PIB total, a correlação entre as variáveis LCE e LPIB ficou em torno de 96%. Para o modelo que relaciona consumo de eletricidade industrial e PIB industrial, a correlação entre LCEI e LPIBI foi de 92%. Já para o modelo que relaciona consumo de eletricidade comercial/serviços e PIB comercial/serviços, a correlação entre LCECS e LPIBCS ficou em torno de 97%.

Como forma de verificar a presença ou não de interdependência entre as unidades do painel, neste estudo as UFs do Brasil, foi feito o teste de dependência cross-section proposto por Pesaran (2004), cujos resultados são apresentados na Tabela 4.

<sup>8</sup>Os valores apresentados na Tabela 3 correspondem aos coeficientes de correlação linear de Pearson, responsáveis por medir apenas a intensidade da relação linear entre as variáveis, o que pode não ser objeto de investigação em se tratando de modelos econométricos que admitem formas não lineares de associação entre as variáveis.

Tabela 4 – Resultados do teste de dependência *cross-section* de Pesaran (2004)

Variáveis	Estatística do teste	p-valor
LCE	94,90	0,000
LCEI	61,51	0,000
LCECS	100,02	0,000
LPIB	94,81	0,000
LPIBI	32,22	0,000
LPIBCS	95,72	0,000

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota:  $H_0$ : independência *cross-section*; LCE, LCEI e LCECS representam o consumo de eletricidade total, industrial e comercial/serviços na sua forma logarítmica, respectivamente; LPIB, LPIBI e LPIBCS correspondem ao Produto Interno Bruto total, industrial e comercial/serviços, respectivamente, na sua forma logarítmica.

Os resultados apresentados na Tabela 4 indicam rejeição da hipótese nula do teste de independência *cross-section* entre os dados ao nível de significância de 1%, indicando um forte grau de interdependência entre as unidades que compõem o painel no que se refere às variáveis analisadas. Em se tratando de dados que representam economias regionais dentro de um mesmo país, não se poderia esperar por um resultado muito diferente.

No Brasil, no que se refere ao campo energético, representado pelas variáveis LCE, LCEI e LCECS, a interdependência regional pode ser explicada pelos efeitos de choques climáticos ou de políticas responsáveis por garantir o fornecimento de eletricidade em uma determinada região ou estado que tem como fonte de origem uma outra localidade, assim como exemplifica a premissa da criação do Sistema Integrado Nacional (SIN) apresentada na seção 2.

Já com relação ao campo produtivo, representado pelas variáveis LPIB, LPIBI e LPIBCS, a interdependência entre os estados e regiões do Brasil pode ser explicada pela mobilidade de fatores de produção como mão de obra e matérias-primas, fluxos de comércio interestaduais e o efeito *spill-over* de algumas políticas econômicas, assim como destacado por Churchill e Ivanovski (2020) em seu estudo sobre a relação entre consumo de eletricidade e crescimento econômico nos estados australianos.

## 5.2 Resultados dos testes de raiz unitária em painel

Como próximo passo na análise empírica, foi verificada a ordem de integração das variáveis consideradas no estudo por meio dos testes de raiz unitária em painel LLC, Breitung e Hradri. Com base numa análise dos gráficos de evolução de cada variável ao longo do período analisado, disponíveis nas Figuras 1A e 2A do apêndice A, verificou-se um padrão de

crescimento linear entre a maioria das unidades do painel, desse modo, todos os testes foram especificados considerando constante e tendência. A escolha do número de defasagens para o teste LLC seguiu o critério de seleção automático de Akaike.

De modo a verificar a real influência da dependência *cross-section* nos dados apontada pelo teste de Pesaran (2004) e garantir uma maior robustez dos resultados, todos os testes foram feitos, primeiramente, desconsiderando a presença de dependência *cross-section* nos dados e, na sequência, considerando sua presença.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária em painel, desconsiderando a hipótese dependência *cross-section* nos dados.

Tabela 5 – Resultado dos testes de raiz unitária desconsiderando dependência *cross-section*

Variáveis	LLC	BREITUNG	HADRI
LCE	3,6496	2,9429	19,2937***
$\Delta$ LCE	-10,0413 ***	-11,2865***	-1,3708
LPIB	4,5359	0,7341	28,3848***
$\Delta$ LPIB	-15,5156 ***	-10,7486***	-0,1938
LCEI	9,6864	4,4561	27,7665***
$\Delta$ LCEI	-14,8409 ***	-10,4861***	-1,1026
LPIBI	3,3938	-2,5956***	20,0098***
$\Delta$ LPIBI	-16,2693 ***	-9,1854***	-2,7078
LCECS	4,8484	4,5653	23,1541***
$\Delta$ LCECS	-13,4734 ***	-13,5312***	-0,2690
LPIBCS	11,9713	-1,4055*	35,6628***
$\Delta$ LPIBCS	-10,1505 ***	-8,3571***	0,5328

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados da pesquisa.

Nota:  $H_0$ : não estacionário para os testes LLC e Breitung;  $H_0$ : estacionário para o teste de Hadri; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados expostos na Tabela 5 mostraram que o teste de Breitung foi o único que apresentou resultados diferentes em relação aos demais, indicando que, com exceção das variáveis LPIBI e LPIBCS, todas as demais variáveis se mostraram não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença.

Levando em consideração os resultados obtidos pela maioria dos testes apresentados na Tabela 5 e a análise gráfica das séries em nível feita a priori, é possível dizer que todas as variáveis são não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença ao nível de significância de 1%. Portanto, todas as variáveis sob estudo podem ser consideradas I (1), isto é, integradas de primeira ordem.

Como forma de verificar a robustez dos resultados, todos os testes de raiz unitária foram feitos novamente, dessa vez considerando a hipótese de dependência *cross-section*. Seus respectivos resultados são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 – Resultado dos testes de raiz unitária considerando dependência *cross-section*

Variáveis	LLC	BREITUNG	HADRI
LCE	0,1939	-0,9087	19,6440***
$\Delta$ LCE	-15,0201***	-9,7266***	-2,8561
LPIB	2,1040	-0,6552	36,7640***
$\Delta$ LPIB	-14,5239***	-9,8513***	-0,0872
LCEI	3,8417	0,2833	26,7815***
$\Delta$ LCEI	-17,5052***	-9,0270***	-1,9541
LPIBI	2,5378	-0,6061	25,1856 ***
$\Delta$ LPIBI	-17,5370***	-12,2931***	-2,4765
LCECS	3,5847	-0,8892	29,2088 ***
$\Delta$ LCECS	-18,9306***	-12,9391***	-1,9092
LPIBCS	8,8350	-5,0115***	19,9386 ***
$\Delta$ LPIBCS	-8,2388***	-8,6041***	-1,7759

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota:  $H_0$ : não estacionário para os testes LLC e Breitung;  $H_0$ : estacionário para o teste de Hadri; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Com exceção dos resultados apresentados pelo teste de Breitung, que indicou que a variável LPIBCS é estacionária em nível e em primeira diferença, os demais testes reforçaram os resultados encontrados anteriormente, confirmado que, mesmo sob a hipótese de dependência *cross-section*, todas as variáveis analisadas podem ser consideradas I (1).

### 5.3 Resultados dos testes de cointegração em painel

Uma vez que os testes de raiz unitária mostraram que todas as variáveis são integradas de mesma ordem, o próximo passo da análise empírica consistiu no estudo da existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Para esse objetivo, foi empregado o teste de cointegração de Pedroni (1999,2004) para os três modelos empíricos propostos na seção 4.1.

Os testes foram especificados considerando os termos constante e tendência, e a escolha do número de defasagens seguiu o critério de seleção automático de Akaike. Os resultados das regressões em painel com efeito fixo responsáveis por gerar os resíduos

utilizados nos testes de cointegração de Pedroni (1999, 2004) são apresentados nas Tabelas 1B, 2B e 3B do apêndice B. Todos os coeficientes estimados se mostraram significativos e apresentaram sinais esperados.

Cabe destacar que, assim como no caso dos testes de raiz unitária, os testes de cointegração de Pedroni (1999,2004) foram feitos em duas etapas, primeiro, desconsiderando a presença de dependência *cross-section* nos dados e, na sequência, considerando sua presença. Os resultados dos testes de cointegração em painel desconsiderando a hipótese de dependência *cross-section* podem ser observados na Tabela 7.

Tabela 7 – Resultado do teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) desconsiderando dependência *cross-section*

<b>Estatística</b>	<b>Modelo 1: <math>LPIB_{it} = f(LCE_{it})</math></b>	<b>Modelo 2: <math>LPIBI_{it} = f(LCEI_{it})</math></b>	<b>Modelo 3: <math>LPIBCS_{it} = f(LCECS_{it})</math></b>
<b>Dentro da dimensão</b>			
Painel $\nu$	-1,3814*	2,6173***	-3,0498***
Painel rho	0,4837	-3,1406***	1,4559*
Painel pp	-1,0775	-5,3353 ***	-1,2566
Painel ADF	-0,4839	-3,7697***	0,4674
<b>Entre as dimensões</b>			
Grupo rho	1,9287**	-1,3169*	2,5164***
Grupo pp	-0,6153	-5,1309***	-0,7481
Grupo ADF	-0,3347	-3,4557***	1,7122**

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: Foi considerado o modelo com constante e tendência;  $H_0$ : não cointegração; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Para o Modelo 1, os resultados apresentados na Tabela 7 mostram que apenas duas das sete estatísticas do teste rejeitam a hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIB e LCE. A estatística Painel  $\nu$  indicou rejeição da hipótese nula de não cointegração ao nível de 10% de significância, enquanto a estatística Grupo rho indicou rejeição da hipótese nula ao nível de 5%. Desse modo, pode-se concluir que não existe informação suficiente para confirmar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIB e LCE.

No Modelo 2, com exceção da estatística Grupo rho, que indicou rejeição da hipótese nula ao nível de 10% de significância, todas as demais estatísticas do teste indicaram rejeição da hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIBI e LCEI ao nível de significância de 1%. Conclui-se, portanto, que existe informação suficiente para confirmação de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIBI e LCEI.

Em se tratando do Modelo 3, quatro das sete estatísticas do teste apontam para rejeição da hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIBCS e LCECS. As estatísticas Painel v e Grupo rho indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância. Já as estatísticas Grupo ADF e Painel rho indicam rejeição da hipótese nula ao nível de 5% e 10%, respectivamente. Esses resultados permitem concluir que existe informação suficiente para confirmar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIBCS e LCECS.

Dada a presença de dependência *cross-section* nos dados, confirmada pelo teste de Pesaran (2004), os testes de cointegração de Pedroni (1999,2004) também foram feitos sob a hipótese de dependência *cross-section*. Os resultados são apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 – Resultado do teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) considerando dependência *cross-section*

<b>Estatística</b>	<b>Modelo 1: <math>LPIB_{it} = f(LCE_{it})</math></b>	<b>Modelo 2: <math>LPIBI_{it} = f(LCEI_{it})</math></b>	<b>Modelo 3: <math>LPIBCS_{it} = f(LCECS_{it})</math></b>
<b>Dentro da dimensão</b>			
Painel v	0,6049	-1,2815*	-1,3424*
Painel rho	-2,7885***	-2,6217***	-4,8989***
Painel pp	-3,8417***	-4,6174***	-8,3739***
Painel ADF	-3,9656***	-4,0125***	-7,8891***
<b>Entre as dimensões</b>			
Grupo rho	0,9820	-0,4487	-2,7622***
Grupo pp	-2,2652**	-3,5852***	-8,1110***
Grupo ADF	-2,3652***	-2,5147***	-7,5751***

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: Foi considerado o modelo com constante e tendência;  $H_0$ : não cointegração; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 8 mostram que, para o Modelo 1, cinco das sete estatísticas indicam rejeição da hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIB e LCE aos níveis de significância de 1% e 5%, respectivamente. Conclui-se, portanto, que existe informação suficiente para confirmação de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIB e LCE.

No Modelo 2, seis das sete estatísticas do teste indicam rejeição da hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIBI e LCEI aos níveis de 1% e 10% de significância, respectivamente. Desse modo, pode-se concluir que existe informação suficiente para confirmar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIBI e LCEI.

Para o Modelo 3, as sete estatísticas do teste indicam rejeição da hipótese nula de não cointegração entre as variáveis LPIBCS e LCECS aos níveis de 1% e 10% de significância, respectivamente. Esses resultados permitem concluir que existe informação suficiente para confirmar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis LPIBCS e LCECS.

De modo geral, ao considerar a hipótese de dependência *cross-section* nos dados, os resultados do teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004) indicaram existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis pertencentes a cada um dos modelos estimados.

#### 5.4 Resultados dos testes de causalidade de Granger em painel

Definida a existência de uma relação de cointegração entre as variáveis analisadas em cada um dos modelos propostos, o próximo passo da análise empírica consistiu na investigação da existência e da direção da relação de causalidade entre elas. Para esse propósito, foi empregado o teste de não causalidade de Granger em painel, proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012).

Para a análise da relação de causalidade entre as variáveis PIB total e o consumo total de eletricidade (Modelo 1), foram examinadas as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  estimadas para o painel como um todo, representando, desse modo, a economia brasileira de forma agregada. Sob a hipótese de dependência *cross-section* nos dados, confirmada pelo teste de Pesaran (2004) na seção 5.1, os valores críticos das estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  também foram calculados seguindo um procedimento de replicações *bootstrap* sugerido por Dumitrescu e Hurlin (2012).

Para a análise a nível regional, a relação de causalidade entre PIB total e consumo total de eletricidade foi examinada pela estimação de uma estatística de Wald ( $W_i$ ) individual para cada uma das 27 unidades do painel que representam as unidades federativas do Brasil.

Os resultados do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) entre as variáveis PIB total e consumo total de eletricidade, ambas em sua forma logarítmica, são aparentados na Tabela 9.

Tabela 9 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCE e LPIB

<b>H<sub>0</sub>: LCE não causa LPIB</b>			<b>H<sub>0</sub>: LPIB não causa LCE</b>		
<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>
$\bar{Z} = 12,2792$	0,0000	0,0371	$\bar{Z} = 13,5774$	0,0000	0,0200
$\tilde{Z} = 9,6700$	0,0000	0,0371	$\tilde{Z} = 11,4095$	0,0000	0,0200
<b>Estatística de Wald (<math>W_i</math>) para cada unidade do painel (UF's do Brasil)</b>					
<b>Região</b>	<b>UF</b>	<b>H<sub>0</sub>: LCE não causa LPIB</b>	<b>H<sub>0</sub>: LPIB não causa LCE</b>		
Centro-Oeste	DF	36,9705***	1,0628		
	GO	0,8602	3,5164*		
	MS	0,6696	11,7162***		
	MT	21,5398***	0,0028		
Nordeste	AL	1,2724	14,1798***		
	BA	3,3338	4,0963**		
	CE	6,6172*	1,5472		
	MA	10,7353***	5,1324**		
	PB	2,7253	2,5627		
	PE	4,6146	11,2611***		
	PI	11,7455***	3,0370*		
	RN	21,6498***	3,0116*		
	SE	0,2692	14,4934***		
Norte	AC	5,2997*	0,7672		
	AM	1,1720	12,2042***		
	AP	1,5430	10,0398***		
	PA	8,8512**	1,8109		
	RO	0,7101	11,8976***		
	RR	0,7738	7,1607***		
	TO	0,4128	0,9929		
Sudeste	ES	3,7518	0,1259		
	MG	3,8292	0,8243		
	RJ	1,5942	2,4939		
	SP	10,3038***	1,7709		
Sul	PR	14,8632***	0,0116		
	RS	2,9020	0,0895		
	SC	2,5995	0,9637		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 9 indicam que, para análise em nível agregado, as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  se mostraram significativas ao nível de 1% para ambas as hipóteses nulas de não causalidade, indicando, portanto, a presença de causalidade bidirecional entre o PIB total e o consumo total de eletricidade. Ao considerar a hipótese de dependência *cross-section*

nos dados, a presença de causalidade bidirecional também se confirmou, com as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  se mostrando significativas ao nível de 5%, como indicado pelo p-valor de *bootstrap*.

A presença de causalidade bidirecional no nível agregado sugere a existência de uma relação de complementariedade entre o PIB total e o consumo total de eletricidade na economia brasileira, caracterizando, portanto, a hipótese de *feedback*. Esse resultado sugere que o consumo de energia elétrica pode aumentar como um reflexo do aumento da atividade econômica, assim como o nível de produto pode aumentar induzido por um aumento no consumo de eletricidade em setores com participação significativa no PIB, como o setor industrial e o de comércio/serviços.

Nesse cenário, políticas de conservação de energia baseadas na simples redução do consumo de eletricidade para manutenção da oferta de energia existente, via racionamentos ou aumentos tarifários, podem afetar, de maneira adversa, o nível de produto da economia brasileira e devem ser adotadas de forma mais criteriosa. Por outro lado, políticas baseadas no estímulo a um uso mais eficiente de energia, principalmente nos meios de produção, devem ser encorajadas, já que tecnologias de produção mais eficientes podem levar a um aumento de produtividade e, conseqüentemente, do nível de produto.

Resultado similar também foi encontrado por Nain et al. (2017) na Índia em sua análise da relação entre consumo de energia e PIB em um painel formado por estados indianos e por Lin e Wang (2019) na China em um painel formado por províncias chinesas. Já em comparação a estudos anteriores sobre o Brasil, o resultado de causalidade bidirecional se aproxima dos resultados encontrados por Gadelha e Cerqueira (2014), que, ao testar a causalidade no sentido de Granger pela construção de um VECM no contexto de séries de tempo, encontraram indícios de uma relação unidirecional do consumo total de eletricidade para o PIB real *per capita* no período de 1952 a 2010. Resultado similar também foi encontrado por Solarin e Ozturk (2015), que, por meio da análise de casualidade no sentido de Granger a partir da construção de um VECM, considerando quebras estruturais, encontraram indícios que apontaram para a hipótese de crescimento entre o consumo de hidroeletricidade e PIB real no período de 1970 a 2012. As diferenças nos resultados sobre um mesmo país ou região são normalmente atribuídas a fatores como o período de tempo considerado ou a abordagem empírica/metodológica empregada.

Em se tratando da análise desagregada em nível regional da relação de causalidade entre PIB total e consumo total de eletricidade, os resultados apresentados na Tabela 9 mostraram que, para a região Centro-Oeste, responsável por 8,8% do PIB total brasileiro no

período analisado, foi identificada presença de causalidade unidirecional do consumo total de eletricidade para o PIB total (hipótese de crescimento) no estado de Mato Grosso (MT) e no Distrito Federal (DF). Já para os estados de Mato Grosso do Sul (MS) e Goiás (GO), foi identificada presença de causalidade partindo do PIB total para o consumo total de eletricidade (hipótese de conservação). Com base nesses resultados, pode-se dizer que o fato de o Distrito Federal e o estado do Mato Grosso concentrarem a maior parcela do PIB da região no período analisado (57%) e se encaixarem na hipótese de crescimento faz com restrições ao consumo de eletricidade nessas duas localidades possam afetar negativamente o nível de produto de todo o centro-oeste brasileiro.

Para a região Nordeste, responsável por 13,4% do PIB total brasileiro no período analisado, foi detectada presença de causalidade unidirecional do consumo total de eletricidade para o PIB total (hipótese de crescimento) apenas no estado do Ceará (CE). Para os estados do Maranhão (MA), Piauí (PI) e Rio Grande do Norte (RN), foi detectada causalidade bidirecional (hipótese de *feedback*). Já para os estados de Alagoas (AL), Bahia (BA), Pernambuco (PE) e Sergipe (SE), foi detectada presença de causalidade unidirecional partindo do PIB total para o consumo total de eletricidade (hipótese de conservação), e ausência de causalidade (hipótese de neutralidade) foi detectada no estado da Paraíba (PB). O fato de os estados de Alagoas, Bahia, Pernambuco e Sergipe serem responsáveis por quase 60% do PIB total e de o consumo total de eletricidade da região se encaixar na hipótese de conservação chama a atenção. Tendo em vista que o histórico dessa região aponta para um passado não muito distante em que o acesso à eletricidade sempre foi muito restrito, seguir o que postula a hipótese de conservação nesse cenário talvez não seja a melhor opção. Por se tratar de uma região composta por muitos estados com características distintas entre si, um estudo mais detalhado que leve em consideração essa heterogeneidade pode levar a melhores resultados.

Na região Norte, responsável por 5% do PIB total no período analisado, foram identificadas hipóteses de crescimento nos estados do Acre (AC) e do Pará (PA) e de neutralidade para o estado de Tocantins (TO). Para os estados do Amazonas (AM), Amapá (AP), Rondônia (RO) e Roraima (RR), foi identificada a hipótese de conservação. O fato de o estado do Pará, que é responsável por cerca de 40% do PIB total e por pouco mais de 60% do consumo total de eletricidade da região, se encaixar na hipótese de crescimento indica que restrições ao consumo de energia elétrica nesse estado podem afetar de forma negativa o nível de produto agregado do norte do Brasil, ao passo que restrições ao consumo de eletricidade

nos demais estados que se encaixaram na hipótese de conservação e neutralidade pode ter efeito menor sobre o crescimento econômico da região.

Na região Sudeste, responsável por 56,2% do PIB total no período analisado, a hipótese de neutralidade foi identificada para os estados do Espírito Santo (ES), Minas Gerais (MG) e Rio de Janeiro (RJ). Já para o estado de São Paulo (SP), foi verificada a hipótese de crescimento. O fato de o estado de São Paulo, que é responsável por concentrar mais da metade do PIB total e do consumo total de eletricidade da região e por responder a pouco mais de 30% do PIB total e do consumo total de eletricidade entre todos os estados do país, se encaixar na hipótese de crescimento indica que restrições ao consumo de eletricidade nesse estado podem afetar de forma negativa não só o nível de produto agregado do sudeste brasileiro, mas também de todo o País. Resultado similar também foi encontrado por Barbosa e dos Santos (2020), que, por meio da construção de um teste de causalidade de Granger baseado em um VECM, constataram presença da hipótese de crescimento entre consumo de eletricidade e o PIB real total ao analisar a região Sudeste de forma agregada.

Por último, na região Sul, responsável por 16,5% do PIB total no período analisado, a hipótese de neutralidade foi verificada para os estados do Rio Grande do Sul (RS) e Santa Catarina (SC). Já para o estado do Paraná (PR), foi verificada a hipótese de crescimento. O fato de os estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, que são responsáveis por pouco mais de 60% do PIB total e do consumo total de eletricidade da região, se encaixarem na hipótese de neutralidade e o fato de o estado do Paraná, responsável por pouco mais de 35% do PIB total e do consumo total de eletricidade da região, se encaixar na hipótese de crescimento, indicam que restrições ao consumo de energia elétrica nesse último pode afetar de maneira adversa o nível de produto agregado da região.

No que se refere à análise da relação de causalidade entre as variáveis PIB industrial e o consumo de eletricidade industrial (Modelo 2), assim como para o caso do Modelo 1, as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  foram estimadas para o painel como um todo e também sob a hipótese de dependência *cross-section* nos dados. Para a análise a nível regional, a relação de causalidade também foi examinada pela estimação de uma estatística de Wald ( $W_i$ ) individual para cada uma das 27 unidades do painel que representam as unidades federativas do Brasil.

A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) entre as variáveis PIB industrial e consumo de eletricidade industrial, ambas em sua forma logarítmica.

Tabela 10 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCEI e LPIBI

H <sub>0</sub> : LCEI não causa LPIBI			H <sub>0</sub> : LPIBI não causa LCEI		
Estatística	p-valor assintótico	p-valor de <i>bootstrap</i>	Estatística	p-valor assintótico	p-valor de <i>bootstrap</i>
$\bar{Z} = 5,8082$	0,0000	0,1600	$\bar{Z} = 7,1707$	0,0000	0,0171
$\tilde{Z} = 4,7235$	0,0000	0,1600	$\tilde{Z} = 5,4692$	0,0000	0,0171
Estatística de Wald ( $W_i$ ) para cada unidade <i>cross-section</i>					
Região	UF	H <sub>0</sub> : LCEI não causa LPIBI	H <sub>0</sub> : LPIBI não causa LCEI		
Centro-Oeste	DF	0,7575	9,7267**		
	GO	0,0303	21,9859***		
	MS	4,9056**	0,0294		
	MT	8,6744***	1,8315		
Nordeste	AL	0,0240	0,2141		
	BA	0,5947	22,5101***		
	CE	0,0304	0,0551		
	MA	0,6431	0,6241		
	PB	1,1840	0,1105		
	PE	0,6182	4,4269		
	PI	1,3520	0,5129		
	RN	6,3854**	2,9940		
	SE	1,4466	7,8739**		
Norte	AC	1,4540	0,0170		
	AM	2,3457	0,9479		
	AP	0,9997	1,3973		
	PA	12,1282***	3,6620		
	RO	5,7306**	2,3117		
	RR	6,1815**	4,3123		
	TO	2,6822	9,7498**		
Sudeste	ES	0,0106	1,0680		
	MG	0,8006	9,6444**		
	RJ	1,0724	5,0424		
Sul	SP	2,1460	8,0424**		
	PR	0,1560	5,9373*		
	RS	4,2410**	2,2670		
	SC	3,0865*	1,2261		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 10 indicam que, para análise em nível agregado, as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  se mostraram significativas ao nível de 1% para ambas as hipóteses nulas de não causalidade, indicando, portanto, presença de causalidade bidirecional entre o PIB industrial e o consumo de eletricidade industrial. Contudo, ao considerar a

hipótese de dependência *cross-section* nos dados, apenas estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  associadas à hipótese nula de não causalidade da variável LPIBI para a variável LCEI ( $H_0$ : LPIBI não causa LCEI) se mostraram significativas ao nível de 5%, indicando, portanto, presença de causalidade unidirecional do PIB industrial para o consumo de eletricidade industrial.

A presença de causalidade unidirecional do produto para o consumo de eletricidade na indústria brasileira sugere que o nível de produção/atividade é o responsável por determinar o consumo/demanda por energia elétrica do setor, caracterizando, portanto, a hipótese de conservação. Esse resultado sugere que, em um nível agregado, políticas de conservação de energia podem ser adotadas sem causar efeitos adversos significativos sobre o nível de produto do setor industrial.

Contudo vale destacar que, apesar de ser o responsável pela maior parcela de energia elétrica consumida entre os setores produtivos no período analisado, o setor industrial brasileiro vem perdendo participação no PIB nos últimos anos, o que aponta para a possibilidade de um cenário de consumo excessivo de energia elétrica dentro de um setor relativamente ineficiente. Desse modo, medidas de conservação de energia baseadas no incentivo a um uso mais eficiente de eletricidade pela indústria, assim como as promovidas pelo Programa de Eficiência Energética da ANEEL e pelo PROCEL Indústria, podem ser capazes de não apenas reduzir a poluição e as emissões de Gases de Efeito Estufa (GEE) relacionadas à produção e ao consumo de eletricidade, mas também aumentar a disponibilidade dessa fonte energética para outras atividades, assim como apontado pelo Atlas da Eficiência Energética no Brasil de 2020, disponibilizado pela EPE.

Resultado semelhante também foi encontrado por Murugan et al. (2012) no Paquistão, ao analisar a relação entre o produto e o consumo de energia industrial, e por Tiwari et al. (2021) na Índia, ao analisar a relação entre produto industrial per capita e consumo de energia industrial per capita a partir de um painel formado por estados indianos. Já em comparação a estudos anteriores sobre o Brasil, não se teve conhecimento até o presente momento de estudos com foco específico na relação causal entre produto e consumo de energia na indústria brasileira, o que impossibilitou a comparação de resultados.

Em se tratando da análise desagregada em nível regional da relação de causalidade entre PIB industrial e consumo de eletricidade industrial, os resultados apresentados na Tabela 10 indicaram que para a região Centro-Oeste, responsável por 4,5% do PIB industrial total no período analisado, foi identificada a hipótese de crescimento para os estados de Mato Grosso do Sul (MS) e Mato Grosso (MT). Já para o estado de Goiás (GO) e para o Distrito Federal

(DF), foi identificada a hipótese de conservação. O fato de o estado de Goiás, responsável tanto pela maior parcela do PIB industrial (47,4%) quanto pelo maior nível de consumo de eletricidade industrial (54%) da região no período analisado, se encaixar na hipótese de conservação confirma o resultado encontrado no nível agregado e sugere que restrições ao consumo de eletricidade da indústria desse estado podem causar pouco ou nenhum efeito adverso sobre o nível de produto industrial da região.

Para a região Nordeste, responsável por 11,4% do PIB industrial total no período analisado, foi detectada hipótese de crescimento no estado do Rio Grande do Norte (RN). A hipótese de conservação foi detectada para os estados da Bahia (BA) e Sergipe (SE) e a hipótese de neutralidade para os demais estados. Assim como no caso da região Centro-Oeste, o fato de o estado da Bahia, responsável pela maior parcela do PIB industrial (34,3%) e pelo maior nível de consumo de eletricidade industrial (34,7%) da região no período analisado, se encaixar na hipótese de conservação confirma o resultado encontrado no nível agregado e sugere que restrições ao consumo de eletricidade na indústria desse estado podem causar pouco ou nenhum efeito adverso sobre o nível de produto industrial dessa região.

Na região Norte, responsável por 5,2% do PIB industrial total no período analisado, foi identificada hipótese de crescimento nos estados do Pará (PA), Rondônia (RO) e Roraima (RR). A hipótese de conservação foi detectada para o estado do Tocantins (TO) e a hipótese de neutralidade para os demais estados. O fato de os estados do Pará, Rondônia e Roraima, responsáveis pela maior parcela do PIB industrial (47,1%) e pelo maior nível de consumo de eletricidade industrial (86,8%) da região no período analisado, se encaixarem na hipótese de crescimento vai contra o resultado encontrado no nível agregado e sugere que restrições ao consumo de eletricidade da indústria desses estados podem causar efeitos negativos sobre o nível de produto industrial da região.

Para região Sudeste, responsável por 60,5% do PIB industrial total no período analisado, a hipótese de conservação foi detectada para os estados de Minas Gerais (MG) e São Paulo (SP) e a hipótese de neutralidade, para os estados do Rio de Janeiro (RJ) e Espírito Santo (ES). O fato de os estados de São Paulo e Minas Gerais, responsáveis por concentrar mais de 75% do PIB industrial e mais de 80% do consumo de eletricidade industrial da região e por responder a pouco mais de 45% do PIB industrial e 48% do consumo total de eletricidade industrial entre todos os estados do país, se encaixarem na hipótese de conservação confirma o resultado encontrado no nível agregado e indica que restrições ao

consumo de eletricidade na indústria desses estados podem causar pouco ou nenhum efeito adverso sobre o nível de produto industrial da região e do país.

Por último, na região Sul, responsável por 18,5% do PIB industrial total no período analisado, a hipótese de crescimento foi verificada para os estados do Rio Grande do Sul (RS) e Santa Catarina (SC). Já para o estado do Paraná (PR), foi verificada a hipótese de conservação. O fato de os estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, responsáveis por concentrar mais de 64% do PIB industrial e mais de 63% do consumo de eletricidade industrial da região, se encaixarem na hipótese de crescimento sugere que restrições ao consumo de eletricidade da indústria desses estados podem causar efeitos adversos sobre o nível de produto industrial da região.

No que se refere à análise da relação de causalidade entre as variáveis PIB comercial/serviços e o consumo de eletricidade comercial/serviços (Modelo 3), assim como para o caso dos modelos anteriores, as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  foram estimadas para o painel como um todo e também sob a hipótese de dependência *cross-section* nos dados. Para a análise a nível regional, a relação de causalidade também foi examinada pela estimação de uma estatística de Wald ( $W_i$ ) individual para cada uma das 27 unidades do painel que representam as unidades federativas do Brasil.

A Tabela 11 apresenta os resultados do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) entre as variáveis PIB comercial/serviços e consumo de eletricidade comercial/serviços, ambas em sua forma logarítmica.

Tabela 11 – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCECS e LPIBCS

H <sub>0</sub> : LCECS não causa LPIBCS			H <sub>0</sub> : LPIBCS não causa LCECS		
Estatística	p-valor assintótico	p-valor de <i>bootstrap</i>	Estatística	p-valor assintótico	p-valor de <i>bootstrap</i>
$\bar{Z} = 18,3490$	0,0000	0,0629	$\bar{Z} = 11,4785$	0,0000	0,1529
$\tilde{Z} = 5,1645$	0,0000	0,0629	$\tilde{Z} = 2,7107$	0,0067	0,1529

Estatística de Wald ( $W_i$ ) para cada unidade <i>cross-section</i>			
Região	UF	H <sub>0</sub> : LCECS não causa LPIBCS	H <sub>0</sub> : LPIBCS não causa LCECS
Centro-Oeste	DF	15.4249	11.0679
	GO	7.6102	17.3528
	MS	14.9424	24.2083*
	MT	44.3057***	14.9484

Continua (...)

Continuação (...)			
	AL	2.8228	20.6929*
	BA	21.7173*	69.8706***
	CE	16.5572	12.9909
	MA	11.0235	3.6285
Nordeste	PB	14.2256	19.1068*
	PE	2.3495	9.3595
	PI	40.6474**	17.1720
	RN	50.3809***	8.0329
	SE	18.4954	41.1209**
	AC	17.9280	8.0247
	AM	57.5640***	3.9390
	AP	29.8783**	7.4365
Norte	PA	10.1404	7.7386
	RO	10.1136	4.4390
	RR	13.5908	5.2295
	TO	26.8267**	9.0382
	ES	13.9374	12.4160
Sudeste	MG	2.2235	6.4193
	RJ	13.2213	27.3869**
	SP	22.5643*	30.1541**
	PR	16.1286	12.2107
Sul	RS	15.2078	6.3415
	SC	35.9181**	1.8419

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apresentados na Tabela 10 indicam que, para análise em nível agregado, as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$  se mostraram significativas ao nível de 1% para ambas as hipóteses nulas de não causalidade, indicando, portanto, presença de causalidade bidirecional entre o PIB comercial/serviços e o consumo de eletricidade comercial/serviços. Contudo, ao considerar a hipótese de dependência *cross-section* nos dados, apenas as estatísticas  $\bar{Z}$  e  $\tilde{Z}$ , associadas à hipótese nula de não causalidade da variável LCECS para a variável LPIBCS ( $H_0$ : LCECS não causa LPIBCS), se mostraram significativas ao nível de 10%, indicando, portanto, presença de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade comercial/serviços para o PIB comercial/serviços.

A presença de causalidade unidirecional do consumo de eletricidade para o produto no setor de comércio/serviços brasileiro sugere que a energia elétrica desempenha papel determinante na atividade do setor ao agir como um importante insumo no processo de produção, caracterizando, portanto, a hipótese de crescimento. Dado que o setor de comércio/serviços responde pela maior parcela do PIB brasileiro, o resultado encontrado

sugere que, em um nível agregado, restrições ao consumo de eletricidade, assim como falhas no seu fornecimento, podem ter um impacto negativo sobre o nível de produto do setor e, conseqüentemente, sobre nível de produto nacional.

Nesse cenário, políticas de restrição ao consumo de eletricidade devem ser desencorajadas, ao passo que políticas de incentivo à ampliação da oferta e de estímulos ao uso mais eficiente de eletricidade no setor devem ser incentivadas de forma a garantir que o consumo de energia elétrica não seja um limitador da atividade econômica.

Resultado semelhante também foi encontrado por Tang e Shahbaz (2013) no Paquistão, ao analisar a relação entre produto e consumo de energia elétrica no setor de serviços. Já em comparação a estudos anteriores sobre o Brasil, não se teve conhecimento até o presente momento de estudos com foco específico na relação causal entre produto e consumo de energia na indústria brasileira, o que impossibilitou a comparação de resultados.

Em se tratando da análise desagregada em nível regional da relação de causalidade entre PIB comercial/serviços e consumo de eletricidade comercial/serviços, os resultados apresentados na Tabela 11 indicam que, para a região Centro-Oeste, responsável por 9,8% do PIB comercial/serviços total no período analisado, foram identificadas as hipóteses de crescimento para o estado do Mato Grosso (MT) e a de conservação para o estado do Mato Grosso do Sul (MS). Já para o estado de Goiás (GO) e para o Distrito Federal (DF), foi identificada a hipótese de neutralidade. Como o Distrito Federal e o estado de Goiás, responsáveis por concentrar mais de 70% PIB comercial/serviços e 60% do consumo de eletricidade comercial/serviços da região, se encaixaram na hipótese de neutralidade, o fato de o estado do Mato Grosso, responsável por concentrar pouco mais de 15% do PIB comercial/serviços e mais de 21% do consumo de eletricidade comercial/serviços da região, ser o único estado que se encaixou na hipótese de crescimento, sugere que restrições ao consumo de eletricidade do setor de comércio/serviços desse último estado podem causar efeitos adversos sobre o nível de produto comercial/setorial da região.

Para a região Nordeste, responsável por 14,1% do PIB comercial/serviços total no período analisado, foi detectada hipótese de crescimento nos estados do Rio Grande do Norte (RN) e Piauí (PI). A hipótese de conservação foi detectada para os estados de Alagoas (AL), Paraíba (PB) e Sergipe (SE) e a hipótese de *feedback*, para Bahia (BA). Nos demais estados, foi identificada a hipótese de neutralidade. O fato de os estados da Bahia, Piauí e Rio Grande do Norte, responsáveis por quase 40% do PIB comercial/serviços e do consumo de eletricidade comercial/serviços da região, se encaixarem nas hipóteses de *feedback* e

crescimento, sugere que restrições ao consumo de eletricidade do setor de comércio/serviços nesses estados podem causar efeitos adversos sobre o nível de produto comercial/setorial da região.

Na região Norte, responsável por 4,7% do PIB comercial/serviços total no período analisado, foi identificada a hipótese de crescimento nos estados do Amazonas (AM), Amapá (AP) e Tocantins (TO). Para os demais estados, foi detectada a hipótese de neutralidade. O fato de os três estados, que se encaixaram na hipótese de crescimento, concentrarem cerca de 40% do PIB comercial/serviços e do consumo de eletricidade comercial/serviços da região, indica que restrições ao consumo de eletricidade do setor de comércio/serviços nesses estados podem causar efeitos negativos sobre o nível de produto comercial/setorial da região.

Para região Sudeste, responsável por 55,9% do PIB comercial/serviços total no período analisado, a hipótese de conservação foi detectada para o estado do Rio de Janeiro (RJ) e a hipótese de *feedback*, para o estado de São Paulo (SP). Para os demais estados, foi detectada a hipótese de neutralidade. O fato de o estado de São Paulo, responsável por concentrar cerca de 60% do PIB comercial/serviços e do consumo de eletricidade comercial/serviços da região e por responder a pouco mais de 30% do PIB comercial/serviços e do consumo de eletricidade comercial/serviços entre todos os estados do país, se encaixar na hipótese de *feedback*, indica que restrições ao consumo de eletricidade no setor de comércio/serviços desse estado podem afetar de forma negativa não só o nível de produto desse setor no sudeste brasileiro, mas também o de todo o País.

Por último, na região Sul, responsável por 15,5% do PIB comercial/serviços total no período analisado, a hipótese de crescimento foi verificada para o estado de Santa Catarina (SC). Já para os demais estados, foi detectada a hipótese de neutralidade. O fato de o estado de Santa Catarina, responsável por concentrar pouco mais de 20% do PIB comercial/serviços e do consumo de eletricidade comercial/serviços da região, se encaixar na hipótese de crescimento, sugere que restrições ao consumo de eletricidade do setor de comércio/serviços nesse estado podem impactar de forma negativa o nível de produto comercial/setorial da região.

Com exceção dos resultados encontrados para o setor industrial, os resultados apresentados nos testes de causalidade para o setor de comércio/serviços e para a economia brasileira de forma agregada confirmam a hipótese proposta no presente estudo de que o consumo de energia elétrica desempenha papel determinante no nível de produto setorial e regional da economia brasileira.

Já com relação à análise desagregada a nível regional, apesar de os resultados encontrados terem se mostrado bastante heterogêneos, foi possível observar que os estados responsáveis por concentrar o maior nível de atividade econômica e de consumo de eletricidade dentro de cada um dos três modelos analisados se mostraram alinhados com os resultados encontrados em nível agregado, podendo, portanto, ser usados como referência para a aplicação de políticas energéticas voltadas para as regiões a que pertencem.

Como forma de verificar a robustez dos resultados, os testes de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) apresentados acima também foram conduzidos considerando as variáveis em suas respectivas primeiras diferenças. De modo geral, os resultados dos testes apresentados no apêndice C confirmam os encontrados nos testes apresentados nessa seção para as variáveis em nível. Apenas no caso do Modelo 1, que analisa a relação entre PIB total e consumo total de eletricidade, os resultados encontrados foram ligeiramente diferentes, sugerindo no lugar da hipótese de *feedback* a existência de uma relação causal unidirecional partindo do consumo de eletricidade em direção ao PIB, o que de certo modo ainda confirma a hipótese proposta de que o consumo de eletricidade é um importante determinante do nível de produto agregado.

## 6 CONCLUSÃO

O presente estudo investigou a existência e a direção da relação de causalidade no sentido de Granger entre o consumo de energia elétrica e PIB no Brasil tendo em vista uma análise agregada e desagregada a nível setorial/regional. De modo geral, os resultados encontrados indicaram que a dinâmica da relação entre o nível de produto e o consumo de eletricidade varia de forma significativa entre os principais setores da economia brasileira e entre os estados e regiões que compõem seu território.

No que se refere à análise em nível setorial, os resultados mostraram que o setor industrial se encaixa na hipótese de conservação, indicando que políticas de conservação de energia podem ser adotadas sem causar qualquer efeito adverso sobre o nível de produto do setor. Em contrapartida, para o setor de comércio/serviços, foi identificada a hipótese de crescimento, indicando que políticas de restrição ao consumo de eletricidade devem ser desencorajadas, ao passo que políticas de incentivo a ampliação da oferta e ao consumo de energia no setor devem ser encorajadas.

Essa contraposição nos resultados entre os setores acabou por se refletir no resultado da análise feita em nível agregado, que sugeriu a presença da hipótese de *feedback* para a economia brasileira como um todo, indicando que tanto políticas de estímulo à conservação da energia quanto de estímulo à ampliação da oferta existente podem influenciar na dinâmica da economia brasileira, devendo, portanto, estar sob o foco dos formuladores de políticas energéticas.

Vale destacar que, como a expansão da oferta de energia elétrica pode levar a efeitos negativos associados principalmente a impactos ambientais e à possibilidade de esgotamento de recursos naturais e financeiros necessários para sua produção, uma alternativa para ampliação da produção de energia elétrica no Brasil, de forma a garantir que seu consumo não seja um limitador da atividade econômica, pode estar na adoção de políticas que estimulem a descoberta e a utilização de novas fontes renováveis de energia e no desenvolvimento de novas tecnologias que utilizem energia de forma mais eficiente. A exemplo do que vem ocorrendo ao redor do mundo, o investimento em eficiência energética pode se tornar uma importante ferramenta capaz de reduzir os custos e os impactos ambientais da produção de energia sem comprometer a qualidade dos serviços prestados aos consumidores, além de postergar a necessidade de investimentos na ampliação da infraestrutura do setor elétrico.

No que se refere à análise em nível regional, os resultados encontrados sugerem que a relação de causalidade no sentido de Granger entre o nível de produto e o consumo de eletricidade varia de forma significativa entre os estados do Brasil, tanto em nível agregado quanto setorial, reforçando a conhecida heterogeneidade do território brasileiro e a necessidade do emprego de políticas energéticas e econômicas que levem em consideração as especificidades cada estado e região do país.

Uma recomendação interessante para pesquisas futuras pode estar na análise da relação entre o nível de produto e o consumo de energia com foco mais específico em cada região do país e na construção de modelos capazes de incorporar fontes de energia alternativas de caráter renovável e não renovável.

## REFERÊNCIAS

AALI-BUJARI, A.; VENEGAS-MARTÍNEZ, F.; PALAFOX-ROCA, O. Impact of energy consumption on economic growth in major OECD economies (1977-2014): A panel data approach. **International Journal of Energy Economics and Policy**, v. 7, n. 2, 2017.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA – ANEEL. **Atlas da Energia Elétrica do Brasil**. 3. ed. Brasília: Aneel, 2008. Disponível em: <<http://www2.aneel.gov.br/arquivos/pdf/atlas3ed.pdf>>. Acesso em: ago. 2021.

AGÊNCIA NACIONAL DE ENERGIA ELÉTRICA – ANEEL. **Sistema de Informações de Geração da ANEEL (SIGA)**. Disponível em: <<https://www.aneel.gov.br/siga>>. Acesso em: ago. 2021.

AHMAD, A., ZHAO, Y. SHAHBAZ, M., BANO, S., ZHANG, Z., WANG, S., LIU, Y. Carbon emissions, energy consumption and economic growth: An aggregate and disaggregate analysis of the Indian economy. **Energy Policy**. v. 96, p.131-143, 2016.

ABBAS, F.; CHOUDHURY, N. Electricity consumption-economic growth nexus: na aggregated and disaggregated causality analysis in India and Pakistan. **Journal of Policy Modeling**. v. 35 (4), p. 538-553, 2013.

ALBUQUERQUE, A. R. **Fluxo de Caixa em Risco: Uma Nova Abordagem para o Setor de Distribuição de Energia Elétrica**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – PUC-Rio, Rio de Janeiro, 2008.

ALI, S.; ZHANG, J.; AZEEM, A.; MAHMOOD, A. "Impact Of Electricity Consumption On Economic Growth: An Application Of Vector Error Correction Model and Artificial Neural Networks. **The Journal of Developing Areas**. v. 54, n. 4, p. 89-104, 2020.

AL-MULALI, U.; TANG, C. F.; TAN, B. W.; OZTURK, I. The nexus of electricity consumption and economic growth in Gulf Cooperation Council economies: evidence from non-stationary panel data methods. **Geosystem Engineering**. v. 22 (1), p. 40-47, 2019.

ALSAEDI, Y. H.; TULARAM, G. A. The relationship between electricity consumption, peak load and GDP in Saudi Arabia: A VAR analysis. **Mathematics and Computers in Simulation**. v. 175, p. 164-178, 2020.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE DISTRIBUIDORES DE ENERGIA ELÉTRICA - ABRADEE. **Banco de dados do setor de distribuição**. Disponível em: <<http://https://www.abradee.org.br/setor-eletrico/>>. Acesso em: 15 agosto de 2021.

BAI, J.; CARRION-I-SILVESTRE, J. L. Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data. **The Review of Economic Studies**, v. 76, n. 2, p. 471-501, 2009.

BALTAGI, B. H.; FENG, Q; KAO, C. A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. **Journal of Econometrics**, v. 170, n. 1, p. 164-177, 2012.

BARBOSA, P. A. M.; DOS SANTOS, V. F. Cointegração e Causalidade Entre Consumo de Energia Elétrica e PIB na Região Sudeste do Brasil. **Revista Estudo & Debate**, v. 27, n. 3, 2020.

BOWDEN, N., PAYNE, J. E. The causal relationship between U.S. energy consumption and real output: adisaggregated analysis. **Journal of Policy Modeling**, v. 31, p. 180–188, 2009.

BRAMBILLA, P. H. M.; MUELLER, B. M. P. **Impacto da energia elétrica no crescimento econômico**. UNOPAR Cient., Ciênc. Juríd. Empres., Londrina, v. 5, p. 33-45, mar. 2004.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **The review of economic studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980.

CHAREMZA, W. W.; DEADMAN, D. **New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishier Limited, 1997.

CHURCHILL, S. A.; IVANOVSKI, K. Electricity consumption and economic growth across Australian states and territories. **Applied Economics**. v. 52, p. 866-878, 2020.

DOBNIK, FRAUKE. Energy consumption and economic growth revisited: structural breaks and cross-section dependence. **Ruhr Economic Papers**. n. 303, 2011.

DOGAN, E.; SEBRI, M.; TURKEKUL, B. Exploring the relationship between agricultural electricity consumption and output: New evidence from Turkish regional data. **Energy Policy**. v. 95, p. 370-377, 2016.

DONG, K. et al. CO2 emissions, economic and population growth, and renewable energy: empirical evidence across regions. **Energy Economics**, v. 75, p. 180-192, 2018.

DUMITRESCU, Elena-Ivona; HURLIN, Christophe. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economic modelling**. v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA (EPE) E MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). **Atlas da Eficiência Energética no Brasil 2020**. Rio de Janeiro: EPE e MME, 2020.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA (EPE) E MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). **Anuário estatístico de energia elétrica 2020**. Rio de Janeiro: EPE e MME, 2020.

EMPRESA DE PESQUISA ENERGÉTICA (EPE) E MINISTÉRIO DE MINAS E ENERGIA (MME). **Balanco energético nacional 2020**. Rio de Janeiro: EPE e MME, 2020.

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

FERNANDES, K.; REDDY, Y. V. Energy Consumption and Economic Growth in Newly Industrialised Countries of Asia. **International Journal of Energy Economics and Policy**. v. 10 (4), p. 384-391, 2020.

FUINHAS, J. A.; MARQUES, A. C. Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: an ARDL bounds test approach (1965–2009). *Energy economics*, v. 34, n. 2, p. 511-517, 2012.

GADELHA, S. R. B.; CERQUEIRA, R. M. G. Consumo de eletricidade e crescimento econômico no Brasil, 1952-2010: uma análise de causalidade. **Revista Faz Ciência**, v. 16, n. 24, p. 11, 2014.

GHALI, K. H.; EL-SAKKA, M. I. T. Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis. **Energy Economics**. v.26, p. 225-238, 2004.

GHOSH, S. Electricity consumption and economic growth in India. **Energy Policy**. v. 30, p. 125-129, 2002.

GOMES, A. C. S. et al. O setor elétrico. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social 50 anos: histórias setoriais. Rio de Janeiro: **Dbá**. Sem volume, p. 321-347, 2002.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, v. 34, p. 541-551, 1969.

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

HERRERIAS, M. J.; JOYEUX, R.; GIRARDIN, E. Short-and long-run causality between energy consumption and economic growth: Evidence across regions in China. **Applied Energy**. v. 112, p. 1483-1492, 2013.

HUANG, B. N., HWANG, M. J., YANG, C. W. Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: a dynamic panel data approach. **Ecological Economics**. v. 67, p. 41–54, 2008.

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

KRAFT, J.; KRAFT, A. On the relationship between energy and GNP. **Journal of Energy and Development**, v. 3, p. 401-403, 1978.

LI, R.; LEUNG, G. C. Coal consumption and economic growth in China. **Energy policy**. v. 40, p. 438-443, 2012.

LIN, B.; WANG, Y. Inconsistency of economic growth and electricity consumption in China: A panel VAR approach. **Journal of Cleaner Production**. v. 229, p. 144-156, 2019.

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, n. S1, p. 631-652, 1999.

MEHRARA, M. Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries. **Energy Policy**. v. 35, 2939–2945, 2007.

MENEGAKI, A. N. Growth and renewable energy in Europe: a random effect model with evidence for neutrality hypothesis. **Energy Consumption**, v. 33, p. 257-263, 2011.

MUKHERJEE, A. GOSWAMI, R. Trade in Energy Services: GATS and India. Indian Council for Research on International Economic Relations (ICRIER). **Working Paper** no. 231, 2009.

MURUGAN N. T. et al. Are sectoral outputs in Pakistan led by energy consumption? **Economics Bulletin**, v. 32, n. 3, p. 2326-2331, 2012.

NAIN, M. Z.; SAILAJA, B, S.; KAMAIAH, B. Electricity consumption and NSDP nexus in Indian states: a panel analysis with structural breaks. **Economics Bulletin**. v. 37 (3), p.1581-1601, 2017.

OH, W.; LEE, K. Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: the case of Korea 1970-1999. **Energy Economics**. v. 26, p. 51-59, 2004.

OZTURK, I. A literature survey on energy-growth nexus. **Energy Policy**, v. 38, n. 1, p. 340-349, 2010.

PALA, A. Energy and economic growth in G20 countries: Panel cointegration analysis, **Economics and Business Letters**, 9(2), p. 56-72, 2020.

PAUL, S.; BHATTACHARYA, R. N. Causalty between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results. **Energy Economics**. v. 26, p. 977-983, 2004.

PAYNE, J. E. On the dynamics of energy consumption and output in the US. **Applied Energy**, v. 86, p. 575-577, 2009.

PAYNE, J. E. A survey of the electricity consumption-growth literature. **Applied Energy**, v. 87, p. 723-731, 2010.

PEDRONI, P. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 61, n. S1, 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**, p. 597-625, 2004.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**. v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M.H. General diagnostic tests for cross section dependence in panels. **Cambridge Working Papers in Economics**. n. 0435. Universidade de Cambridge, 2004.

PESARAN, M.H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal of applied econometrics**. v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007.

RAHMAN, H. U; ZAMAN, U; GÓRECKI, J. The Role of Energy Consumption, Economic Growth and Globalization in Environmental Degradation: Empirical Evidence from the BRICS Region. **Sustainability**, v. 13, n. 4, p. 1924, 2021.

SARI, R.; SOYTAS, U. The growth of income and energy consumption in six developing countries. **Energy Policy**. v.35, p. 889-898, 2007.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A Demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, v. 58, p.-67-98, jan-mar. 2004.

SHAHBAZ, M. et al. Dynamics of electricity consumption, oil price and economic growth: Global perspective. **Energy Policy**, v. 108, p. 256-270, 2017.

SHIU, A.; LAM, P. Electricity consumption and economic growth in China. **Energy Policy**. v. 32, p. 47-54, 2004.

SMYTH, R.; NARAYAN, P. K. Applied econometrics and implications for energy economics research. **Energy Economics**, v. 50, p. 351-358, 2015.

SOLARIN, S. A.; OZTURK, I. On the causal dynamics between hydroelectricity consumption and economic growth in Latin America countries. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**. v. 52, p. 1857-1868, 2015.

STERN, D. I. The role of energy in economic growth. **International energy and poverty**, p. 35-47, 2015.

TANG, C. F.; SHAHBAZ, M. Sectoral analysis of the causal relationship between electricity consumption and real output in Pakistan. **Energy Policy**, v. 60, p. 885-891, 2013.

THAKER, M. A. M. T.; THAKER, H. M. T.; AMIN, M. F.; PITCHAY, A. A. Electricity Consumption and Economic Growth: A Revisit Study of Their Causality in Malaysia. **Etikonomi: Jurnal Ekonomi**. v. 18 (1), p. 1 – 12, 2019.

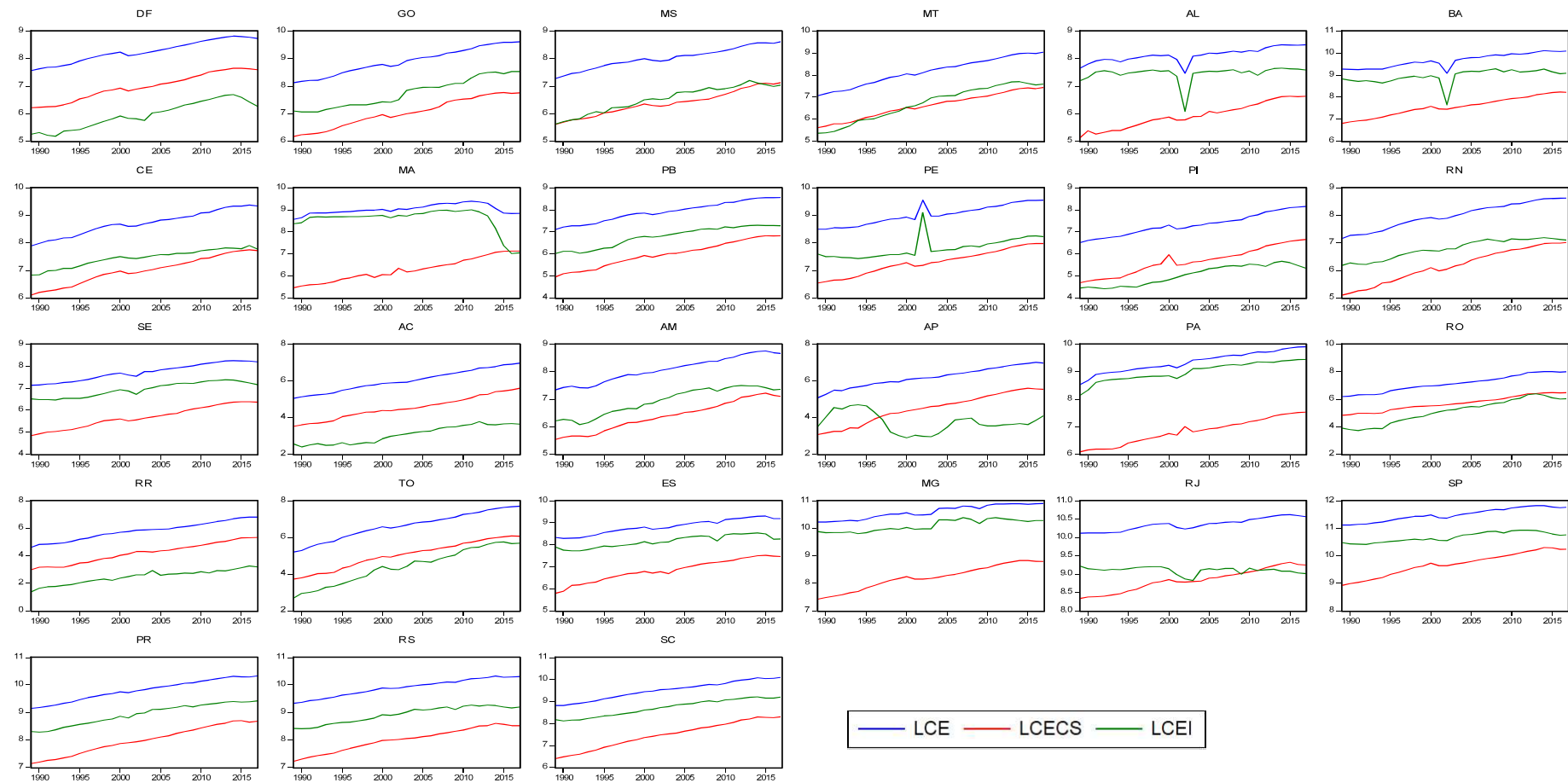
TIWARI, A. K.; EAPEN, L. Mary.; NAIR, S. R. Electricity consumption and economic growth at the state and sectoral level in India: Evidence using heterogeneous panel data methods. **Energy Economics**, v. 94, p. 105-064, 2021.

WANG, S. S.; ZHOU, D. Q.; ZHOU, P.; WANG, Q. W. CO2 emissions, energy consumption and economic growth in China: A panel data analysis. **Energy Policy**, v. 39, n. 9, p. 4870-4875, 2011.

## APÊNDICES

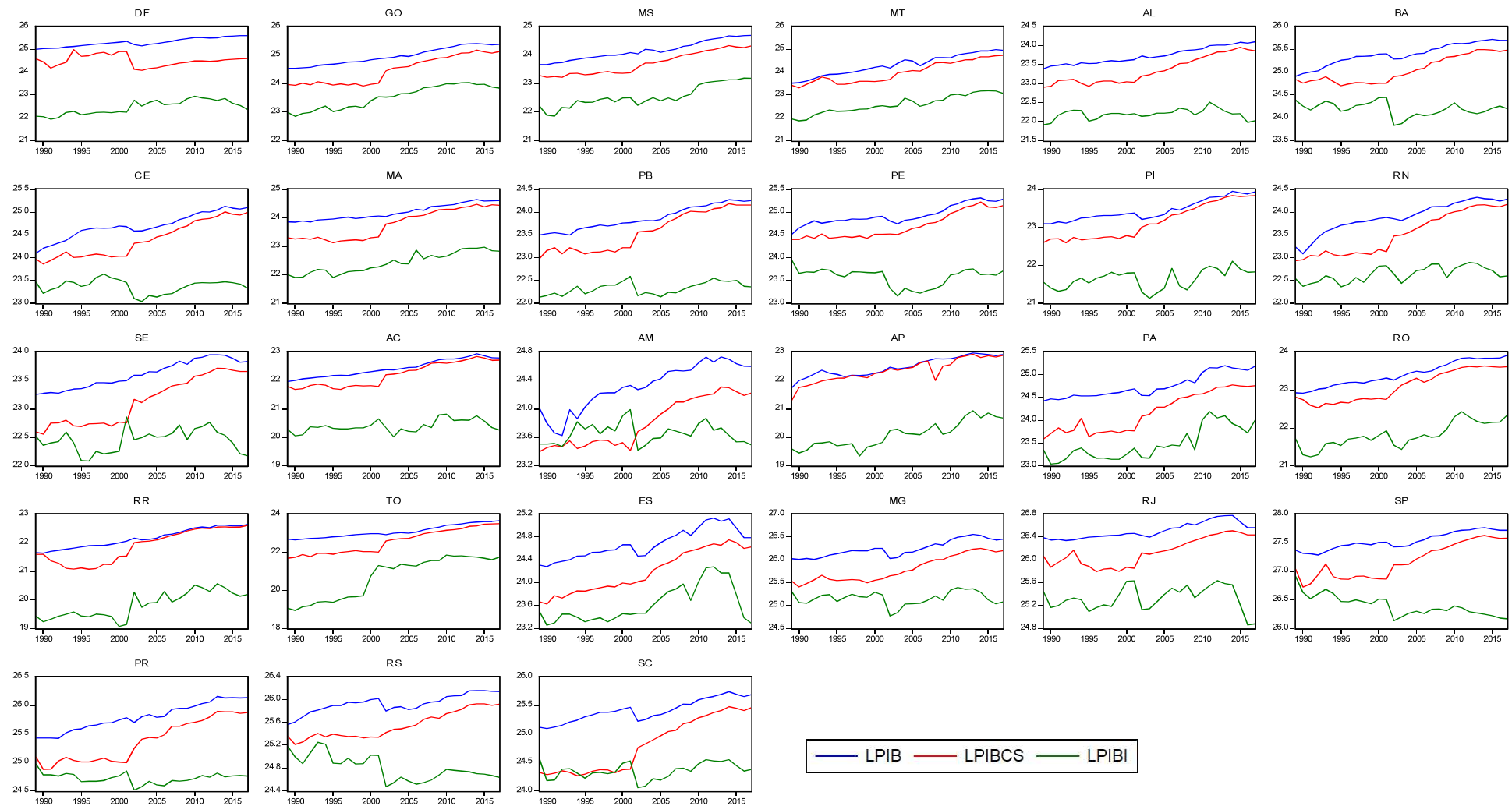
### APÊNDICE A – Evolução das variáveis sob análise ao longo do tempo

Figura 1A – Evolução do consumo de energia elétrica total, industrial e comercial/serviços na forma logarítmica por unidade de federação do Brasil (1989-2017)



Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

Figura 2A – Evolução do PIB total, industrial e comercial/serviços na forma logarítmica por unidade federativa do Brasil (1989-2017)



Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da pesquisa

**APÊNDICE B – Tabelas complementares ao teste de cointegração de Pedroni (1999, 2004)**

Tabela 1B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIB e LCE

<b>Variável dependente: LPIB</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>p-valor</b>
Constante	21,3789	0,0201	0,0000
LCE	0,3441	0,1565	0,0000
Tendência	0,0138	0,0010	0,0000
R <sup>2</sup>	0,9950		
Número de observações	783		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa

Tabela 2B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIBI e LCEI

<b>Variável dependente: LPIBI</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>p-valor</b>
Constante	20,7487	0,2071	0,0000
LCEI	0,2996	0,0315	0,0000
Tendência	0,0068	0,0018	0,0001
R <sup>2</sup>	0,9715		
Número de observações	783		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa

Tabela 3B – Resultado da estimação por efeito fixo da relação entre as variáveis LPIBCS e LCECS

<b>Variável dependente: LPIBCS</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>p-valor</b>
Constante	22,0437	0,2697	0,0000
LCECS	0,2565	0,0468	0,0000
Tendência	0,0272	0,0030	0,0000
R <sup>2</sup>	0,9836		
Número de observações	783		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa

**APÊNDICE C – Testes de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012)  
para as variáveis em primeira diferença**

Tabela 1C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012)  
para as variáveis LCE e LPIB em primeira diferença

<b>H<sub>0</sub>: ΔLCE não causa ΔLPIB</b>			<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIB não causa ΔLCE</b>		
<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>
$\bar{Z} = 5,2267$	0,0000	0,0257	$\bar{Z} = 2,5339$	0,0113	0,1371
$\tilde{Z} = 4,1822$	0,0000	0,0257	$\tilde{Z} = 1,8805$	0,0600	0,1614

<b>Estatística de Wald (<math>W_i</math>) para cada unidade do painel (UF's do Brasil)</b>			
<b>Região</b>	<b>UF</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLCE não causa ΔLPIB</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIB não causa ΔLCE</b>
Centro-Oeste	DF	20,0371***	0,0154
	GO	0,0037	1,1005
	MS	0,5841	4,5629**
	MT	2,9470	0,0855
Nordeste	AL	0,0019	3,1096*
	BA	1,4806	2,5545
	CE	3,5130*	0,1156
	MA	1,9584	1,1469
	PB	0,0320	1,4506
	PE	2,0714	2,5705
	PI	8,6082***	0,0969
	RN	1,9742	0,3053
	SE	0,3131	6,6223**
	AC	0,2381	0,0250
Norte	AM	1,9764	12,5659***
	AP	0,6541	0,0780
	PA	0,9240	1,3011
	RO	0,1500	2,6606
	RR	0,1125	1,7628
	TO	0,0013	0,3391
	ES	2,0104	0,2618
Sudeste	MG	1,3048	0,0155
	RJ	1,1585	0,0082
	SP	5,8455**	0,7019
Sul	PR	5,0711**	1,4343
	RS	2,2397	0,0728
	SC	0,1970	0,6569

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 2C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCEI e LPIBI em primeira diferença

<b>H<sub>0</sub>: ΔLCEI não causa ΔLPIBI</b>			<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIBI não causa ΔLCEI</b>		
<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>
$\bar{Z} = 1,2888$	0,1975	0,3700	$\bar{Z} = 3,2134$	0,0013	0,0714
$\tilde{Z} = 0,8162$	0,4144	0,5657	$\tilde{Z} = 2,4613$	0,0138	0,0743
<b>Estatística de Wald (<math>W_i</math>) para cada unidade do painel (UF's do Brasil)</b>					
<b>Região</b>	<b>UF</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLCEI não causa ΔLPIBI</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIBI não causa ΔLCEI</b>		
Centro-Oeste	DF	0,1215	1,2201		
	GO	0,6807	0,0018		
	MS	0,0001	0,0358		
	MT	3,8937*	0,9401		
Nordeste	AL	0,3966	0,0486		
	BA	0,7299	11,0352***		
	CE	2,8505*	0,1596		
	MA	1,7308	0,5442		
	PB	0,7361	0,1121		
	PE	4,1121**	4,6783**		
	PI	0,0888	0,1990		
	RN	1,7531	2,6295		
	SE	3,6096*	6,7898**		
Norte	AC	0,0409	0,0317		
	AM	1,3095	0,7890		
	AP	0,3369	0,4234		
	PA	0,4247	2,0019		
	RO	0,0073	1,2382		
	RR	0,1291	3,7899**		
	TO	4,7995**	7,9162***		
Sudeste	ES	0,5066	1,1965		
	MG	0,5538	0,0000		
	RJ	2,4086	0,3564		
	SP	1,8745	3,8906*		
Sul	PR	3,2699*	0,5344		
	RS	0,1039	0,0201		
	SC	0,0022	0,0308		

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 3C – Resultado do teste de não causalidade de Granger de Dumitrescu e Hurlin (2012) para as variáveis LCECS e LPIBCS em primeira diferença

<b>H<sub>0</sub>: ΔLCECS não causa ΔLPIBCS</b>			<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIBCS não causa ΔLCECS</b>		
<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>	<b>Estatística</b>	<b>p-valor assintótico</b>	<b>p-valor de <i>bootstrap</i></b>
$\bar{Z} = 11.1442$	0.0000	0.0129	$\bar{Z} = 4.6637$	0.0000	0.5171
$\tilde{Z} = 9.2405$	0.0000	0.0129	$\tilde{Z} = -0.0559$	0.9554	0.9471

**Estatística de Wald ( $W_i$ ) para cada unidade do painel (UF's do Brasil)**

<b>Região</b>	<b>UF</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLCECS não causa ΔLPIBCS</b>	<b>H<sub>0</sub>: ΔLPIBCS não causa ΔLCECS</b>
Centro-Oeste	DF	1,6911	6,3293
	GO	9,6691***	3,2487
	MS	7,4120***	8,8249
	MT	0,9645	14,4517
Nordeste	AL	0,4593	16,0380
	BA	7,9746***	26,4924*
	CE	11,6748***	2,6208
	MA	2,2120	3,3378
	PB	4,3434**	11,2840
	PE	0,0146	3,6602
	PI	13,2950***	6,1978
	RN	14,2311***	3,5849
	SE	6,8312**	11,5753
Norte	AC	3,5815*	2,7176
	AM	0,1670	1,6180
	AP	4,8160**	5,5088
	PA	1,2514	36,3879**
	RO	0,7822	12,2905
	RR	0,2550	4,8990
	TO	5,4787	6,0347
Sudeste	ES	1,1613	4,6519
	MG	0,6171	4,9580
	RJ	5,1759**	12,8585
	SP	3,8907*	49,7957***
Sul	PR	0,6935	7,0203
	RS	0,0188	9,0054
	SC	0,2308	4,2816

Fonte: Elaboração própria tendo como referência resultados da pesquisa.

Nota: p-valores de *bootstrap* calculados usando 700 replicações de *bootstrap*; (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotam rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 10%, 5% e 1%, respectivamente.