

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

TAÍSE FÁTIMA MATTEI

**CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO PARANÁ EM UMA
ABORDAGEM ESPACIAL: DETERMINANTES,
CONVERGÊNCIA E HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS
APLICADA**

Maringá
2020

Universidade Estadual de Maringá
Centro de Ciências Sociais Aplicadas - CSA
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas - PCE

**CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO PARANÁ EM UMA
ABORDAGEM ESPACIAL: DETERMINANTES,
CONVERGÊNCIA E HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS
APLICADA**

Trabalho de tese submetido ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, como parte dos requisitos necessários a obtenção do título de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré.

Maringá
2020

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
(Biblioteca Central - UEM, Maringá - PR, Brasil)

M435c Mattei, Taise Fátima
Consumo de energia elétrica no Paraná em uma abordagem espacial: determinantes, convergência e hipótese da curva de Kuznets aplicada / Taise Fátima Mattei. -- Maringá, PR, 2020.
254 f.: il. color., figs., tabs., maps.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré.
Tese (Doutorado) - Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2020.

1. Energia elétrica - Paraná. 2. Convergência. 3. Curva de Kuznets. I. Parré, José Luiz, orient. II. Universidade Estadual de Maringá. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Departamento de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDD 23.ed. 338.4

Jane Lessa Monção - CRB 9/1173



Universidade Estadual de Maringá
Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas
Área de concentração: Teoria Econômica



ATA DE DEFESA PÚBLICA DE TESE

Aos nove dias do mês de julho do ano de dois mil e vinte às catorze horas e trinta minutos, em sessão pública, realizou-se a defesa da tese intitulada “Consumo de energia elétrica no Paraná em uma abordagem espacial: determinantes, convergência e hipótese da Curva de Kuznets Aplicada”, de autoria do(a) doutorando(a) **Taise Fátima Mattei**. A Banca Examinadora, constituída pelo Edital de Homologação nº 030/2020-PCE, foi composta pelos professores José Luiz Parré (orientador/UEM), Alysso Luiz Stege (examinador/UEPG), Marco Antonio Montoya Rodriguez (examinador/UPF), Marina Silva da Cunha (examinadora/UEM) e Cássia Kely Favoretto Costa (examinadora/UEM), sob a presidência do(a) primeiro(a). A abertura foi feita pelo(a) Presidente que presidiu a sessão. Após breve referência ao candidato e à tese, a palavra foi passada para o(a) doutorando(a), que teve 40 minutos para a exposição de seu trabalho. Em seguida, cada integrante da Banca Examinadora dispôs do tempo estipulado pela Presidente da sessão para arguição sobre o trabalho do(a) aluno(a), que teve o mesmo tempo de resposta. Concluídos os trabalhos de apresentação e arguição; a Banca Examinadora, em sessão reservada, procedeu ao julgamento da Tese; concluindo por:

- I - (X) Aprovação, devendo a versão final da tese, ser entregue no prazo máximo de 30 dias.
II - () *Aprovação, desde que incorporada sugestão de reformulação da tese, a ser apresentada no prazo máximo de 60 (sessenta) dias ao orientador, ficando a critério da banca estipular a necessidade de nova defesa pública.
III - () Reprovação.

Se houver alteração, informar abaixo o novo título:

este documento não deve conter rasuras e deve ser preenchido de forma legível

E, para constar, foi lavrada a presente ata que vai assinada pelos membros da Banca Examinadora. Maringá, 9 de julho de 2020.

Prof-Dr. José Luiz Parré	Orientador/Presidente	
Prof-Dr. Alysso Luiz Stege	Examinador/UEPG	
Prof. Dr. Marco Antonio Montoya Rodriguez	Examinador/UPF	
Profª Drª. Marina Silva da Cunha	Examinadora/UEM	
Profª Drª. Cássia Kely Favoretto Costa	Examinadora/UEM	

⇒ HOMOLOGAÇÃO da ATA-Resultado de Avaliação por Edital de Homologação

*Confirma que o(a) aluno(a) efetuou as reformulações sugeridas.

Assinatura/Coordenador do Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas

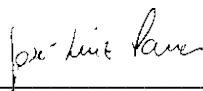
Assinatura Professor(a) Orientador(a)

TAÍSE FÁTIMA MATTEI

**CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO PARANÁ EM UMA
ABORDAGEM ESPACIAL: DETERMINANTES,
CONVERGÊNCIA E HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS
APLICADA**

COMISSÃO EXAMINADORA

Maringá, 09 de julho de 2020



Professor Dr. José Luiz Parré
Universidade Estadual de Maringá



Professora Dra. Cássia Kely Favoretto Costa
Universidade Estadual de Maringá



Professora Dra. Marina Silva da Cunha
Universidade Estadual de Maringá



Professor Dr. Alysson Luiz Stege
Universidade Estadual de Ponta Grossa



Professor Dr. Marco Antonio Montoya Rodriguez
Universidade de Passo Fundo

**Maringá
2020**

AGRADECIMENTOS

À Universidade Estadual de Maringá e ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, pela oportunidade.

À CAPES, pela concessão de bolsa de estudo, tão importante para a manutenção da pesquisa no Brasil.

Ao meu querido orientador professor Dr. José Luiz Parré, pelas contribuições e orientações.

Aos meus pais, Jaime Francisco Mattei e Teresinha Aparecida Peres Mattei, e as minhas irmãs Tatiane Salete Mattei e Taynara Aparecida Mattei, pelo apoio incondicional em todas as minhas decisões e escolhas.

Ao meu namorado Mauricio de Brida, pela paciência e compreensão em todos os momentos que fiquei longe e ausente.

A todos os colegas e professores que tive o prazer de conhecer durante o processo de doutoramento, pelos conhecimentos e valores transmitidos.

A Deus e à Nossa Senhora Aparecida, por permitirem que eu suportasse os momentos de angústia quando fiquei longe da minha família e vencesse mais uma batalha com êxito e sabedoria.

RESUMO

A energia elétrica é insumo indispensável para a maioria das atividades humanas e necessária para o crescimento econômico. O consumo e a geração de energia permitem melhorar a qualidade de vida das pessoas, mas podem também degradar o meio ambiente. Visando contribuir para o desenvolvimento do setor e para a literatura brasileira, o objetivo geral deste trabalho é analisar o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016 em uma abordagem espacial. Justifica-se a pesquisa dado que o estado do Paraná é o quarto maior na geração e no consumo de energia elétrica dentre os estados brasileiros. Para tal propósito, a principal metodologia utilizada é o painel de dados espacial. Os resultados revelaram que o consumo de energia elétrica sofre influência do espaço geográfico no estado do Paraná. Existia concentração de municípios com alto consumo de energia *per capita* em todas as bordas do estado, principalmente próximo à Região Metropolitana de Curitiba, Norte e Oeste paranaense. Toda a região central do estado era composta por municípios com baixo consumo de energia. O primeiro objetivo específico identificou os principais determinantes do consumo de energia elétrica nos municípios paranaenses de 2002 a 2016, sendo eles: unidades consumidoras de energia por km², PIB *per capita*, densidade demográfica, número de empregos formais *per capita*, estabelecimentos ativos por km², participação da indústria no PIB e abertura comercial. Os resultados também mostraram que o consumo de energia elétrica *per capita* de um município afetou positivamente o consumo de energia dos municípios vizinhos e existia transbordamento espacial no número de empregos, na densidade demográfica e na participação da indústria sobre o PIB. O consumo de energia elétrica também foi utilizado para testar e aplicar, nos outros dois objetivos específicos, as hipóteses da curva de Kuznets e da convergência para os municípios paranaenses de 2002 a 2016. O pico do consumo de energia elétrica *per capita* não ocorrerá em um futuro próximo no estado do Paraná, já que o PIB *per capita* no ponto de máximo necessário para mudar a inclinação da curva de consumo foi bastante distante da realidade da maioria dos municípios. Embora se tenha descoberto convergência no consumo de energia elétrica, a velocidade de convergência relativamente baixa sugeriu que pode ainda não ser eficiente elaborar políticas de controle de energia elétrica, já que os municípios ainda precisam elevar o consumo para garantir o crescimento econômico. No entanto, de qualquer forma, deve haver diferenciação na condução das políticas sustentáveis nos diversos municípios, já que foi notável a discrepância em termos econômicos e desenvolvimento social no estado. Os formuladores de políticas do estado do Paraná precisam ter um entendimento claro sobre a situação delicada e planejar a formulação dos planos para controle futuro do consumo de energia e redução da degradação ambiental. Porém, nada impede que outras políticas, que não apenas o controle de energia, sejam aplicadas no estado para garantir sustentabilidade econômica e ambiental.

Palavras-Chave: Energia elétrica, Paraná, Curva de Kuznets, Convergência.

ABSTRACT

Electricity is an indispensable input for most human activities and necessary for economic growth. Energy consumption and generation improve people's quality of life, but they can also degrade the environment. Aiming to contribute to the development of the sector and to Brazilian literature, the general objective of this work is to analyze the consumption of electric energy in the cities of Paraná in the period from 2002 to 2016 in a spatial approach. The research is justified given that the state of Paraná is the fourth largest in the generation and consumption of electric energy among the Brazilian states. For this purpose, the main methodology used is the spatial data panel. The results revealed that the consumption of electricity is influenced by the geographic space in the state of Paraná. There was a concentration of municipalities with high energy consumption per capita on all edges of the state, mainly close to the Metropolitan Region of Curitiba, North and West of Paraná. The entire central region of the state was composed of municipalities with low energy consumption. The first specific objective identified the main determinants of electricity consumption in the municipalities of Paraná from 2002 to 2016, which are: energy consuming units per km², GDP per capita, demographic density, number of formal jobs per capita, active establishments per km², industry share in GDP and trade opening. The results also showed that the electricity consumption per capita of a municipality positively affected the energy consumption of neighboring municipalities and there was a spatial overflow in the number of jobs, in the demographic density and in the participation of the industry in the GDP. The consumption of electricity was also used to test and apply, in the other two specific objectives, the hypotheses of the Kuznets curve and convergence for the municipalities of Paraná from 2002 to 2016. The peak consumption of electricity per capita will not occur in a near future in the state of Paraná, since the GDP per capita at the maximum point necessary to change the slope of the consumption curve was quite far from the reality of most municipalities. Although convergence in electricity consumption has been discovered, the relatively low speed of convergence has suggested that it may not yet be efficient to develop electricity control policies, as municipalities still need to increase consumption to ensure economic growth. However, in any case, there must be differentiation in the conduct of sustainable policies in the different municipalities, since the discrepancy in economic terms and social development in the state was notable. Policy makers in the state of Paraná need to have a clear understanding of the delicate situation and plan the formulation of plans for future control of energy consumption and reduction of environmental degradation. However, nothing prevents other policies, other than just energy control, from being applied in the state to ensure economic and environmental sustainability.

Keywords: Electricity, Paraná, Kuznets Curve, Convergence.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Representação da curva de Kuznets Ambiental.....	78
Figura 2- Diferentes especificações de matrizes via critério de contigüidade	99
Figura 3- Diagrama de Dispersão de Moran univariado	103
Figura 4- Diagrama de Dispersão de Moran bivariado	103
Figura 5- Formas de relacionamento entre especificações quadráticas e cúbicas	131
Figura 6- Procedimentos metodológicos utilizados para os determinantes do consumo de energia elétrica.....	140
Figura 7- Procedimentos metodológicos utilizados para aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia elétrica.....	141
Figura 8- Procedimentos metodológicos utilizados para aplicação da convergência ao consumo de energia elétrica	143
Figura 9- Mesorregiões geográficas do estado do Paraná	145
Figura 10- Distribuição espacial do consumo de energia elétrica <i>per capita</i> no estado do Paraná	147
Figura 11- Distribuição espacial das unidades consumidoras de energia elétrica por km ² no estado do Paraná.....	148
Figura 12- Distribuição espacial da densidade demográfica no estado do Paraná...	148
Figura 13- Distribuição espacial do PIB <i>per capita</i> no estado do Paraná.....	149
Figura 14- Distribuição espacial da abertura comercial no estado do Paraná.....	149
Figura 15- Distribuição espacial da participação da indústria no PIB no estado do Paraná	150
Figura 16- Distribuição espacial do número de empregos formais <i>per capita</i> no estado do Paraná	150
Figura 17- Distribuição espacial do número de estabelecimentos ativos por km ² no estado do Paraná	151
Figura 18- Diagrama de Dispersão de Moran para ln consumo total de energia elétrica <i>per capita</i>	158
Figura 19- Diagrama de Dispersão de Moran para ln unidades consumidoras totais de energia/km ²	159
Figura 20- Diagrama de Dispersão de Moran para ln da densidade demográfica....	160

Figura 21- Diagrama de Dispersão de Moran para ln PIB <i>per capita</i>	161
Figura 22- Diagrama de Dispersão de Moran para abertura comercial.....	162
Figura 23- Diagrama de Dispersão de Moran para participação da indústria sobre o PIB	163
Figura 24- Diagrama de Dispersão de Moran para ln número de empregos formais <i>per capita</i>	164
Figura 25- Diagrama de Dispersão de Moran para ln estabelecimentos ativos por km ²	165
Figura 26- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln consumo total de energia elétrica <i>per capita</i> 2002 e 2016	166
Figura 27- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln unidades consumidoras totais de energia elétrica por km ² 2002 e 2016	167
Figura 28- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln densidade demográfica 2002 e 2016.....	168
Figura 29- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln PIB <i>per capita</i> 2002 e 2016	169
Figura 30- Mapa de <i>cluster LISA</i> para abertura comercial 2002 e 2016	169
Figura 31- Mapa de <i>cluster LISA</i> para participação da indústria no PIB 2002 e 2016	170
Figura 32- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln empregos <i>per capita</i> 2002 e 2016.....	171
Figura 33- Mapa de <i>cluster LISA</i> para ln estabelecimentos ativos por km ² 2002 e 2016	171
Figura 34- Procedimentos metodológicos utilizados com dados <i>cross-section</i> para os determinantes do consumo de energia elétrica	174
Figura 35- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel para os determinantes do consumo de energia elétrica	180
Figura 36- Teste de normalidade para os resíduos do modelo de dados em painel com efeito fixo sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica	183
Figura 37- Procedimentos metodológicos utilizados para os dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica.....	186
Figura 38- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel para aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia elétrica.....	196
Figura 39- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel sem efeito espacial para aplicação da hipótese da convergência no consumo de energia elétrica	210

Figura 40- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel espacial para aplicação da hipótese da convergência no consumo de energia elétrica214

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Participação percentual das fontes de energia na geração de energia elétrica no Brasil de 2013 a 2017	52
Tabela 2- Participação percentual das regiões brasileiras na geração e consumo de energia elétrica de 2013 a 2017	54
Tabela 3- Participação percentual do estado do Paraná na geração e consumo de energia elétrica de 2013 a 2017	54
Tabela 4- Estatística descritiva das variáveis	146
Tabela 5- I de Moran Global univariado para ln do consumo total de energia elétrica <i>per capita</i>	152
Tabela 6- I de Moran Global univariado para ln do número de unidades consumidoras totais de energia/km ²	153
Tabela 7- I de Moran Global univariado para ln densidade demográfica	154
Tabela 8- I de Moran Global univariado para ln PIB <i>per capita</i>	154
Tabela 9- I de Moran Global univariado para grau de abertura comercial	155
Tabela 10- I de Moran Global univariado para participação da indústria sobre o PIB	156
Tabela 11- I de Moran Global univariado para ln do número de empregos formais <i>per capita</i>	157
Tabela 12- I de Moran Global univariado para ln do número de estabelecimentos ativos/km ²	157
Tabela 13- I de Moran Global bivariado entre consumo total de energia elétrica <i>per capita</i> e demais variáveis	173
Tabela 14- I de Moran dos resíduos das regressões de MQO com dados <i>cross-section</i> para os determinantes do consumo de energia elétrica	175
Tabela 15- Diagnóstico das regressões com dados <i>cross-section</i> estimadas por MQO para os determinantes do consumo de energia elétrica	176
Tabela 16- Diagnóstico da autocorrelação espacial com dados <i>cross-section</i> para os determinantes do consumo de energia elétrica	177
Tabela 17- Resultado da estimação do modelo SAR com dados <i>cross-section</i> para os determinantes do consumo de energia elétrica nos anos 2002, 2008 e 2016	178
Tabela 18- Resultado da estimação do modelo com dados em painel para os determinantes do consumo de energia elétrica, 2002-2016, sem efeitos espaciais ..	181

Tabela 19- Teste para existência de efeitos não observados no modelo com dados em painel sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica	182
Tabela 20- Teste para existência de efeitos individuais e temporais no modelo de dados em painel sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica	182
Tabela 21- Testes para autocorrelação serial e heterocedasticidade nos dados em painel com efeito fixo sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica	182
Tabela 22- Resultado da estimação do modelo de dados em painel com efeito fixo corrigido sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica, 2002-2016.....	184
Tabela 23- Testes de dependência espacial nos dados em painel com efeito fixo para os determinantes do consumo de energia elétrica	185
Tabela 24- Teste de Hausman com dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica	186
Tabela 25- Testes Multiplicadores de Lagrange para dependência espacial nos dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica.....	187
Tabela 26- Modelos estimados de painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica, com efeito fixo de indivíduo e tempo.....	188
Tabela 27- Testes Wald e Lr para escolha da melhor especificação de painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica.....	189
Tabela 28- Modelo SDM de dados em painel espacial estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica	189
Tabela 29- Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM de dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica.....	190
Tabela 30- Resultado da estimação quadrática com dados em painel sem efeitos espaciais para a aplicação da hipótese da curva de Kuznets	196
Tabela 31- Resultado da estimação cúbica com dados em painel sem efeitos espaciais para a aplicação da hipótese da curva de Kuznets.....	197
Tabela 32- Testes para existência de efeitos individuais e temporais nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada sem efeitos espaciais	197
Tabela 33- Testes para dependência espacial nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica	198
Tabela 34- Teste de Hausman para painel espacial nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica.....	198

Tabela 35- Testes Multiplicadores de Lagrange para dependência espacial nos dados em painel para os modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada.....	199
Tabela 36- Testes Wald e Lr para escolha da melhor especificação para modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada.....	199
Tabela 37- Modelo quadrático da hipótese da curva de Kuznets aplicada estimado em painel espacial, com efeito fixo de indivíduo e tempo	200
Tabela 38- Modelo cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada estimado em painel espacial, com efeito fixo de indivíduo e tempo	201
Tabela 39- Modelo SDM cúbico estimado por MV e GMM para análise da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica.....	202
Tabela 40- Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM cúbico para análise da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica	204
Tabela 41- Modelos de convergência estática sem efeito espacial na forma absoluta e condicional	211
Tabela 42- Modelos de convergência estática sem efeito espacial na forma absoluta e condicional corrigidos	211
Tabela 43- Modelos de convergência dinâmica sem efeito espacial na forma absoluta e condicional.....	212
Tabela 44- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma absoluta estimados por MV	215
Tabela 45- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma absoluta estimados por <i>System GMM</i>	216
Tabela 46- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma condicional estimados por MV	217
Tabela 47- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma condicional estimados por <i>System GMM</i>	218
Tabela 48- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma absoluta estimados por <i>System GMM</i>	219
Tabela 49- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma condicional estimados por MV	220
Tabela 50- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma condicional estimados por <i>System GMM</i>	222
Tabela 51- Modelo SDM de dados em painel estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica utilizando o consumo residencial de energia elétrica.....	255

Tabela 52- Modelo SDM de dados em painel estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica utilizando consumo não-residencial de energia elétrica.....	256
---	-----

LISTA DE QUADROS

Quadro 1- Estudos sobre energia elétrica no Brasil	76
Quadro 2- Literatura internacional sobre curva de Kuznets associada à energia elétrica	84
Quadro 3- Literatura internacional sobre convergência associada à energia elétrica.	91
Quadro 4- Variáveis utilizadas na pesquisa.....	95
Quadro 5- Relações entre termo quadrático e cúbico.....	132
Quadro 6 - Municípios pertencentes aos <i>clusters</i> Alto-Alto e Baixo-Baixo referente ao consumo de energia elétrica <i>per capita</i> nos anos 2002 e 2016.....	254

LISTA DE SIGLAS

AA- Alto-Alto
AB- Alto-Baixo
AEDE- Análise Exploratória de Dados Espaciais
AIC- Critério de informação de Akaike
ANEEL- Agência Nacional de Energia Elétrica
ASEAN- Associação Sudeste das Nações Asiáticas
BA- Baixo-Alto
BB- Baixo-Baixo
BIC - Critério de Informação Bayesiano
BIF - Banco de Informações de Geração
BNDES- Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CDE- Conta de Desenvolvimento Energético
CEAL- Companhia Elétrica de Alagoas
CEMAR- Centrais Elétrica do Maranhão
CGCE- Câmara de Gestão da Crise de Energia Elétrica
CGH- Central Geradora Hidrelétrica
 CH_4 – Metano
CK- Curva de Kuznets
CKA- Curva de Kuznets Ambiental
CNAEE- Conselho Nacional de Águas e Energia Elétrica
COELBA- Companhia de Eletricidade do Estado da Bahia
COPEL- Companhia Paranaense de Energia elétrica
 CO_2 - Dióxido de Carbono (CO_2)
CO2e - Toneladas de CO2 Equivalente
DAEE- Departamento de Águas e Energia Elétrica
EPE- Empresa de Pesquisa Energética
ESCELSA- Espírito Santo Centrais Elétricas
EUA- Estados Unidos da América
GMM- Método dos Momentos Generalizados
GWh- Gigawatt-hora
ICMS- Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
IPCC- Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas das Nações Unidas

IR- Imposto de Renda
IUEE- Imposto Único sobre Energia Elétrica
IV- Variáveis Instrumentais
kWh- Quilowatt-hora
LIK- Valor da Função de Verossimilhança
LISA- Local Indicator of Spatial Association
LM – Multiplicador de Lagrange
MAE- Mercado Atacadista de Energia Elétrica
MME- Ministério de Minas e Energia
MQG- Mínimos Quadrados Generalizados
MQGE- Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis
MQGF- Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis
MQO - Mínimos Quadrados Ordinários
MQVD- Mínimos Quadrados com Variáveis *Dummy*
MQ2E - Mínimos Quadrados em Dois Estágios
MtCO₂: Toneladas métricas de Dióxido de Carbono
MWh- Megawatt-hora
MV- Máxima Verossimilhança
MVi- Meia Vida
N₂O - Óxido Nitroso
OCDE - Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
ONS- Operador Nacional de Rede
PAC – Programa de Aceleração Econômica
PAR- Plano de Expansão e Reforço
PCH- Pequenas Centrais Hidrelétricas
PET-Programa de Expansão
PIB- Produto Interno Bruto
POF- Pesquisa de Orçamento Familiar
PROINFA- Programa de Incentivos às Fontes Alternativas de Energia Elétrica
Procel - Programa Nacional de Conservação de Energia Elétrica
RTE- Recomposição Tarifária Extraordinária
RGR- Reserva Global de Reversão
RV- Razão de Verossimilhança
SAC- Modelo de defasagem espacial com erro autoregressivo espacial

SAR- Modelo de defasagem espacial
SC- Critério de Informação de Schwartz
SDEM - Modelo de Durbin espacial do erro
SDM- Modelo de Durbin espacial
SEM- Modelo de erro autoregressivo espacial
SIN- Sistema Interconectado Brasileiro
QMV- Quase Máxima Verossimilhança
UE- União Europeia

SUMÁRIO

CAPÍTULO I	22
1. INTRODUÇÃO	22
1.1 OBJETIVOS	27
1.2 JUSTIFICATIVAS	30
1.3 HIPÓTESES	37
1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO	37
CAPÍTULO II	38
2. ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL E NO PARANÁ	38
2.1 ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL	38
2.2 ENERGIA ELÉTRICA NO PARANÁ	45
2.3 PANORAMA DO SETOR ELÉTRICO, DESAFIOS, OPORTUNIDADES E POLÍTICAS PARA A GERAÇÃO DE ENERGIA POR FONTES ALTERNATIVAS NO BRASIL E NO PARANÁ	51
2.3.1 Panorama do setor de energia elétrica	51
2.3.2 Desafios e oportunidades para geração de energia elétrica por fontes alternativas	56
2.3.3 Políticas públicas e leis de incentivo as fontes de energia alternativas	64
CAPÍTULO III	72
3. EVIDÊNCIA TEÓRICA E EMPÍRICA	72
3.1 CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA	72
3.2 CURVA DE KUZNETS.....	77
3.3 CONVERGÊNCIA.....	85
CAPÍTULO IV	93
4. METODOLOGIA	93
4.1 DADOS E VARIÁVEIS	94
4.2 ANÁLISE ESPACIAL	96
4.2.1 Matriz de Ponderação Espacial	97
4.2.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais- AEDE	101
4.2.3 Modelos de estimação para a dependência espacial	105
4.2.4 Métodos de estimação para os modelos espaciais	108
4.2.5 A escolha dos modelos espaciais em <i>cross-section</i>	111
4.2.6 Testes dos pressupostos clássicos para as regressões espaciais	116
4.3 ESPECIFICAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL PARA OS DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA	117
4.3.1 Painel de Dados	118
4.3.2 Painel Espacial	121

4.4	HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS APLICADA AO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA	129
4.5	ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA.....	133
4.6	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	140
	CAPÍTULO V	145
5.	RESULTADOS E DISCUSSÃO	145
5.1	ANÁLISE DESCRITIVA	145
5.2	ANÁLISE DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA	151
5.2.1	I de Moran Global	152
5.2.2	Diagrama de Dispersão	158
5.2.3	Mapa de <i>Cluster LISA</i>	165
5.2.4	Análise Bivariada	172
5.3	DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA.....	174
5.3.1	Diagnósticos e estimações <i>cross-section</i>	174
5.3.2	Diagnósticos e estimações para dados em Painel	179
5.3.3	Diagnósticos e estimações para dados em Painel Espacial	185
5.4	HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS APLICADA AO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA	195
5.5	CONVERGÊNCIA NO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA.....	209
5.5.1	Convergência sem efeitos espaciais	209
5.5.2	Convergência com efeitos espaciais	214
5.5.2.1	Convergência estática	214
5.5.2.2	Convergência dinâmica.....	219
	CAPÍTULO VI	226
6.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	226
	REFERÊNCIAS	233
	APÊNDICE	254

CAPÍTULO I

1. INTRODUÇÃO

A energia elétrica é um elemento primordial para a execução de muitas atividades dos seres humanos e é extremamente importante para garantir crescimento e desenvolvimento econômico. O bem estar das pessoas está estreitamente relacionado com a capacidade de adquirir bens e serviços e utilizá-los por meio do consumo de energia. As atividades econômicas e produtivas são muito dependentes da geração e consumo de energia.

O aumento do consumo de energia elétrica, de um lado, pode refletir o aquecimento da economia e a melhora da qualidade de vida da população, pois possibilita acesso a diversos bens e serviços. Mas, por outro lado, tem efeitos negativos, principalmente no impacto para o meio ambiente e a possibilidade do esgotamento das fontes energéticas (ANEEL, 2008).

A energia elétrica tem peculiaridades e características bem específicas. O consumo de energia não é feito de maneira direta, mas sim por meio de equipamentos elétricos. Não é possível estocar energia elétrica, de modo que a geração de energia deve ser feita para atender a demanda. Para que a utilização de equipamentos elétricos seja possível e para que a infraestrutura produtiva de um país seja viabilizada, é necessário constantes investimentos para geração de energia que permitam consumo de energia em nível adequado.

O setor de energia elétrica brasileiro passou por duas grandes mudanças institucionais nos anos recentes. Em 1996 ocorreu privatizações de companhias operadoras de energia e houve a criação da ANEEL- Agência Nacional de Energia Elétrica. Em 2004 foi introduzido o Novo Modelo do Setor Elétrico que teve como um dos principais objetivos a inserção social, com a criação de programas de universalização da energia. Essa segunda fase marcou a retomada do Estado no planejamento do setor de energia elétrica. Novos agentes foram criados a partir de então: a Empresa de Pesquisa Energética (EPE) vinculada ao MME- Ministério de Minas e Energia com objetivo de realizar estudos para o planejamento da expansão do sistema elétrico; e a Câmara de Comercialização de Energia Elétrica com intuito de viabilizar a comercialização de energia elétrica no mercado brasileiro. A ANEEL atualmente é a principal entidade do setor de energia elétrica do Brasil e seu papel é

regular e fiscalizar a geração, a transmissão, a distribuição e a comercialização da energia elétrica (ANEEL, 2008).

O setor elétrico brasileiro é um sistema bastante complexo de dimensões continentais, com características únicas no mundo. O Sistema Interconectado Brasileiro - SIN liga o Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste e parte do Norte do país. Esse sistema aumenta a segurança do setor elétrico brasileiro permitindo que o sistema opere com sinergia e confiabilidade por meio de trocas de energia regionais (FRANCISCO, 2012). Para a ANEEL (2008), o principal benefício desse sistema integrado é a possibilidade de troca de energia elétrica entre regiões. Isto é importante em um país como o Brasil, caracterizado pela grande extensão territorial, diversidade de regimes hidrológicos e predominância de usinas geradoras apenas em algumas localidades.

Em 2020, de acordo com a ANEEL (2020), aproximadamente 61,04% da potência instalada para geração de energia elétrica do Brasil era oriunda de energia hidráulica, 14,70% era fóssil, 8,66% eólica, 8,41% biomassa (lenha, bagaço da cana e lixívia¹), 1,50% solar e 1,13% nuclear. O Brasil era o terceiro país em geração de energia hidrelétrica em 2015, ficando atrás apenas da China e Canadá, e sétimo na geração de energia por fontes alternativas.

O Brasil apresentou aumento de consumo de energia elétrica ao longo dos anos. Em 1995 apresentava consumo de 243.074 GWh- Gigawatt-hora, em 2005 esse número foi para 344.284 GWh e em 2017 para 465.130 GWh. Entre 1995 e 2017 o aumento foi de 91,35% (EPE, 2018a). Em 2015 o Brasil era o 7º maior país em consumo de energia elétrica do mundo. China liderava os países que mais consumiam, com participação de 24,9% no consumo mundial, seguido de EUA com 18,4%, Índia com 5% e Japão com 4,4%. Já em 2017, o Brasil encontrava-se na 10ª posição entre os maiores consumidores de energia, muito em função de mais de 98% das pessoas ter acesso a algum tipo de energia (EPE, 2018b).

Dada a heterogeneidade continental brasileira, o consumo e a geração de energia são diferentes entre as regiões, estados e municípios. Em 2017, de acordo com a EPE- Empresa de Pesquisa Energética (2018b), a região Sudeste consumia 49,8% da energia total consumida no Brasil, a região Sul 18,2%, o Nordeste 17,1%,

¹ Do processamento da madeira no processo de extração da celulose é possível extrair a lixívia negra (ou licor negro) que é usado como combustível em usinas de co-geração da própria indústria de celulose.

o Centro-Oeste 7,6% e o Norte 7,4%. Entre os estados que mais consumiam energia, São Paulo liderava em 2016 com 27,7% do consumo total brasileiro, seguido por Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Rio Grande do Sul, entre outros. Dos estados da região Sul, o estado do Paraná era o que mais consumia energia em 2017, com participação de 36,1%, seguido do Rio Grande do Sul com 35,2% e Santa Catarina com 28,6%.

Na geração de energia, por sua vez, o estado do Paraná foi destaque como o maior gerador de energia há vários anos em função da Usina Hidrelétrica de Itaipu, situada em parte no seu território. Em 2013 a participação do Paraná era 18,15%, em 2016 aumentou para 18,98%, reduzindo no ano seguinte para 16,47%. Em 2020 era o quarto maior estado na geração de energia elétrica com participação de 11,32%, ficando atrás apenas de São Paulo, Pará e Minas Gerais (ANEEL, 2020).

O consumo de energia elétrica pode ser espacialmente correlacionado, ou seja, ser influenciado pelo espaço geográfico devido a mobilidade dos agentes e transbordamentos dos efeitos econômicos. De acordo com Hao et al. (2016), se uma região apresenta elevada taxa de crescimento econômico, os seus vizinhos podem ser influenciados e se beneficiarem desse desenvolvimento. Assim, o consumo de energia e a qualidade ambiental das áreas vizinhas poderão ser afetadas pelas políticas de desenvolvimento e meio ambiente dessa região. Analisar a possível dependência espacial do consumo de energia elétrica é importante pois pode indicar que as políticas e a planificação deverão ser elaboradas levando em conta os transbordamentos espaciais.

Muitas variáveis podem influenciar o consumo de energia elétrica em âmbito macroeconômico, como por exemplo o PIB, a densidade demográfica, a estrutura produtiva, o número de empresas, de residências, etc. Informações como essas podem também ajudar o planejamento e gestão do setor elétrico.

A maneira como a energia elétrica é gerada e consumida causa diferentes impactos no meio ambiente e afeta o desenvolvimento sustentável de qualquer país (HAO, PENG, 2017). Embora não exista uma forma de geração de energia totalmente limpa, fontes menos poluentes de gases do efeito estufa e que causem menos problemas ambientais devem ser preferíveis.

O desafio da geração de energia, não só do Brasil, mas de todo o mundo, é a utilização de fontes de energia limpas e renováveis em busca da sustentabilidade ambiental. Busca-se reduzir o impacto ambiental e, ao mesmo tempo, ser capaz de

suportar o crescimento econômico (EPE, 2018b). A utilização de fontes alternativas permite reduzir a dependência de combustíveis fósseis, gás natural e carvão para geração de energia, contribuindo para redução das emissões de gases do efeito estufa.

Na literatura internacional, o consumo de energia elétrica muitas vezes é utilizado como indicador indireto de degradação ambiental. Muitos poluentes, especialmente os poluentes do ar como dióxido de carbono, dióxido de enxofre e fuligem, estão altamente relacionados ao consumo e a geração de energia. A emissão desses poluentes afeta a atmosfera global e contribui para o esgotamento da camada de ozônio e ao efeito estufa (GROSSMAN, KRUEGER, 1995). Essa associação muitas vezes é feita em países que possuem matriz energética muito dependente de energia fóssil, termoelétrica ou nuclear que são extremamente poluentes.

Embora no Brasil a matriz energética seja extremamente dependente de fonte hídrica, que é considerada ainda uma fonte de energia limpa, a geração de energia elétrica causa outros diferentes impactos ambientais que podem ser considerados. Freitas e Soito (2008) e Moraes (2015) afirmam que a geração de energia por fonte hídrica causa ocupação irregular e desordenada do solo, gera o desaparecimento de espécies e torna regiões impróprias para a agricultura devido a construção de seus reservatórios. A construção de usinas hidrelétricas afeta a hidrologia, o clima, a fauna e a flora das regiões. Muitos estudos ainda afirmam que os reservatórios emitem gases poluentes, causam proliferação de mosquitos e deixam a água imprópria para os animais.

No caso brasileiro, em períodos em que a geração de energia por fonte hídrica não é suficiente para atender a demanda, considerando também a energia que é gerada por fontes alternativas e sustentáveis, as usinas termoelétricas e nucleares são acionadas. Essas usinas são muito poluentes e geram emissões de poluentes que causam o efeito estufa.

Nesse sentido, mesmo que a geração de energia no Brasil ainda seja, em sua maioria, limpa, o consumo de energia elétrica é utilizado para adaptar e testar as hipóteses da curva de Kuznets e da convergência numa perspectiva também econômica. A hipótese da curva de Kuznets procura identificar se o consumo de energia elétrica pode ser reduzido após uma localidade elevar o nível de renda *per capita*. O consumo de energia se eleva para níveis mais baixos de PIB, mas pode reduzir após atingir um pico de consumo. Se após certo nível de crescimento econômico for possível reduzir o consumo de energia, uma curva em formato em

“U” invertido demonstraria essa relação. Isso pode indicar uso mais eficiente dos recursos produtivos, aplicação de tecnologias com baixo consumo de energia na estrutura produtiva e conscientização da sociedade quanto ao uso racional dos insumos.

Na mesma linha, a convergência do consumo de energia elétrica procura testar se existe uma relação negativa entre taxa de crescimento do consumo de energia e o consumo de energia no período inicial. Se isso for verificado, o consumo de energia de regiões mais pobres tende a crescer a taxas mais rápidas do que o consumo nas economias mais ricas, de modo que atinjam um equilíbrio no longo prazo, implicando no processo de equalização do consumo de energia.

Ambas as hipóteses, curva de Kuznets e convergência, são testadas e aplicadas aos municípios do estado do Paraná utilizando para tal o consumo de energia elétrica. O Paraná possui área de aproximadamente 200 mil km² que abrange 399 municípios, onde residem cerca de 11 milhões de pessoas. O estado possui muita diversidade, com municípios bem desenvolvidos, que consomem muita energia, e outros menores, com pouco consumo. Em 2017 era o quinto estado do Brasil em IDH e PIB, em 2020 quarto maior produtor de energia do Brasil e quarto maior consumidor, como já citado (IBGE, 2020, ANEEL, 2020).

A hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica mantém estreita relação com a verificação da hipótese de convergência do consumo de energia, e também com a análise dos elementos determinantes desse consumo. Se for confirmado que os municípios paranaenses já atingiram o pico do consumo de energia elétrica de modo que o crescimento do PIB *per capita* pode permitir redução desse consumo, a verificação da convergência vai confirmar a eficiência das políticas ambientais se já elaboradas, ou a necessidade que essas políticas sejam coordenadas a fim de contribuir para a sustentabilidade dos municípios (BLOCH, RAFIQ, SALIM, 2012; MISHRA, SMYTH, 2014).

Por outro lado, se não for confirmado a hipótese da curva de Kuznets, haverá indícios de que os municípios paranaenses precisam elevar o consumo de energia para gerar possibilidades de crescimento econômico. Se houver rápida convergência no consumo de energia, os municípios menores irão elevar o consumo a taxas mais elevadas podendo alcançar o nível elevado de consumo dos municípios maiores no futuro, permitindo assim que políticas de controle de energia sejam aplicadas. Por outro lado, se as taxas de convergência forem baixas, haverá indicativos que esses

ainda precisam elevar o consumo de energia para gerar crescimento econômico e que políticas de controle de energia podem ainda não ser eficientes, mas podem ser planejadas a longo prazo. O conhecimento dos elementos que influenciam o consumo de energia elétrica pode auxiliar no embasamento de políticas públicas e no planejamento do setor (JOBERT, KARANFIL, TYKHONENLO, 2010; MISHRA, SMYTH, 2014).

Diante do exposto, surgem alguns questionamentos importantes para o aperfeiçoamento e análise do setor de energia elétrica: Quais são os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses? O consumo de energia elétrica é espacialmente correlacionado no estado do Paraná? É possível verificar a hipótese da curva de Kuznets entre consumo de energia elétrica e PIB *per capita* nos municípios paranaenses? Os municípios estão convergindo em termos de consumo de energia elétrica *per capita*?

A resposta a esses questionamentos é ainda inexistente na literatura brasileira. A análise do setor de energia elétrica é feita no Brasil de modo bastante genérico, em sua maioria com abordagem qualitativa. Uma proposta mais robusta, com inserção de análises quantitativas, que envolvam tempo e espaço são ainda escassas no setor brasileiro. Para permitir essas análises, procedimentos metodológicos avançados são necessários. A identificação dos determinantes e a análise da curva de Kuznets, com a inserção espacial, exige que modelos de dados em painel espacial sejam estimados. Já o teste da hipótese de convergência, inserindo a dependência espacial, necessita de modelos de painel de dados espacial e painel dinâmico espacial, que estão na fronteira do desenvolvimento metodológico recente.

1.1 OBJETIVOS

A tese tem como objetivo geral analisar o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016 em uma abordagem espacial.

Os objetivos específicos são:

1. Identificar os principais determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016, investigando dentre eles a possibilidade da dependência espacial.

A energia elétrica é elemento primordial para a vida humana e para suas atividades econômicas e sociais. Conhecer suas principais características e

abrangências pode servir para prever sua demanda e melhorar o planejamento da oferta no longo prazo. As variáveis que influenciam o consumo de energia elétrica podem revelar informações importantes sobre o setor, principalmente para os agentes diretamente envolvidos na formulação de políticas.

O estado do Paraná como quarto maior estado gerador de energia elétrica do Brasil e quarto maior consumidor precisa de estudos específicos que analisem o setor energético a fim de gerar informações úteis.

2. Usar a hipótese da curva de Kuznets para avaliar se o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses pode se reduzir a partir do aumento do PIB *per capita* utilizando dados do período de 2002 a 2016.

Até a década de 1970, os pesquisadores acreditavam que o crescimento econômico seria causador de vários problemas ambientais. No entanto, a partir da década de 1990 vários estudos surgiram com intuito de provar que essa visão era extremamente pessimista e exagerada, dado que os pesquisadores negligenciaram as alterações educacionais, tecnológicas, econômicas e políticas que acompanharam o desenvolvimento econômico dos países (CARVALHO, ALMEIDA, 2010).

Foi nesse período que surgiu a chamada hipótese da curva de Kuznets Ambiental. Segundo ela, conhecida como relação de “U” invertido, para níveis mais baixos de renda, a emissão de poluentes na atmosfera é maior. Após atingir nível mais elevado de crescimento e desenvolvimento, a degradação ambiental tende a diminuir.

A energia elétrica é utilizada pela literatura internacional, principalmente em países em que a matriz energética é muito poluente, como um indicador de degradação ambiental pois ela gera poluição e degradação ambiental no processo de geração e no seu consumo. Na geração, emitem-se poluentes na queima de combustíveis fósseis, nas usinas nucleares, nas usinas termoelétricas, etc. As usinas hidrelétricas, embora praticamente não causem emissões de gases poluentes, afetam os ecossistemas, alteram a localização de animais, das espécies, alagam habitats de vários animais, mudam as paisagens, etc. No consumo, emite-se poluentes no processo industrial, na utilização de eletrodomésticos, no aquecimento residencial, nos transportes, na agropecuária, etc.

Utilizando a hipótese da curva de Kuznets é possível investigar para os municípios paranaenses se o consumo de energia elétrica *per capita* tende a aumentar

quando o crescimento econômico é relativamente baixo, e se o consumo de energia *per capita* pode diminuir após atingir um nível limiar de crescimento devido ao aumento da preocupação ambiental, uso mais eficiente de recursos e desenvolvimento tecnológico poupador de energia.

3. Analisar a hipótese de convergência do consumo de energia elétrica entre os municípios paranaenses ao longo do período de 2002 a 2016.

A convergência é uma importante teoria econômica que foi originalmente aplicada para investigar a convergência da renda *per capita* em diferentes regiões e países. De acordo com a teoria do crescimento, se regiões internas de um país estão abertas umas para as outras, sob um mecanismo de mercado e limitado pela lei dos retornos decrescentes, a livre mobilidade de fatores produzirá um efeito corretivo sobre qualquer desequilíbrio no desenvolvimento econômico regional, levando a renda *per capita* em diferentes regiões a tender ao equilíbrio (HAO, PENG, 2017).

Esse fenômeno também indica que, se houver convergência, os rendimentos *per capita* das economias mais pobres tenderiam a crescer a taxas mais rápidas do que as das economias mais ricas. Dessa forma, infere-se que o consumo de energia, como um bom indicador da atividade econômica, pode captar a possível convergência, ou seja, a convergência em consumo de energia implicaria a existência de convergência econômica. Dado que muitos trabalhos encontram evidências de convergência econômica, vale a pena investigar a convergência no consumo de energia elétrica.

Segundo Barro e Sala-i-Martin (1991) e Galor (1996), existem vários tipos de convergência: convergência absoluta ou incondicional, em que as rendas *per capita* de economias quaisquer tendem para o mesmo nível no longo prazo independentemente de suas condições iniciais; convergência condicional, quando economias com características estruturais comuns (mesmas preferências, tecnologias, taxas de crescimento populacional, políticas públicas, etc.) apresentam o mesmo nível de renda *per capita* no longo prazo independentemente de suas condições iniciais; e convergência clube, em que as rendas *per capita* de economias quaisquer tenderão para um mesmo nível de longo prazo somente se essas possuírem mesmas características estruturais e condições iniciais semelhantes.

Embora a convergência de renda no Brasil seja um tema bastante estudado, a convergência do consumo de energia elétrica permitirá uma nova abordagem,

possibilitando amplas discussões também sobre o problema ambiental. Em nível internacional, a convergência no consumo de energia elétrica, e outros tipos de energia, associada à qualidade ambiental já é discutida e justificada devido aos problemas de escassez de energia e degradação ambiental. Além disso, a convergência neste estudo é verificada considerando também a dependência espacial, empregando técnicas de estimação recentes e apropriadas, configurando um avanço para a literatura nacional.

1.2 JUSTIFICATIVAS

A vida dos seres humanos é afetada pela qualidade do ar, da água, dos solos, pela diversidade de espécies e pelas condições climáticas. O crescimento econômico influencia os recursos naturais de diversas maneiras. A emissão de poluentes afeta a atmosfera global, especificamente aqueles que contribuem ao esgotamento da camada de ozônio e ao efeito estufa. As principais fontes de poluentes são: queima de combustíveis fósseis, geração de eletricidade e aquecimento doméstico, fundição de minérios não-ferrosos, escape de automóveis, processos industriais e certos fabricantes de produtos químicos. Além disso, o desmatamento e a exaustão dos recursos provocam alterações no clima. Porém, ainda tem-se muita incapacidade em avaliar os efeitos do crescimento econômico sobre a qualidade ambiental.

O uso de combustíveis fósseis para geração de energia são causadores de muitos problemas ambientais. A escassez desses recursos somados com a degradação ambiental tem levado a humanidade a encontrar fontes alternativas. Segundo Vichi e Mansor (2009), o século XXI iniciou com uma preocupação maior com relação ao meio ambiente e energia, devido principalmente aos problemas do efeito estufa e aquecimento global. É extremamente importante o desenvolvimento de fontes de energias alternativas visando o equilíbrio de longo prazo, dado que os recursos naturais são escassos e a população e as cidades crescem amplamente no tempo. A sustentabilidade do setor de energia elétrica garantirá cada vez mais o acesso desse recurso para as pessoas e o crescimento e desenvolvimento econômico das próximas gerações.

O Brasil possui alguns recursos naturais abundantes como solos férteis, maior reserva de água do planeta, riquezas minerais, reservar do pré-sal, entre outros. No entanto, os recursos disponíveis por si só não garantem a sustentabilidade e

segurança energética a longo prazo. A eletricidade no Brasil já alcançou mais de 98% dos domicílios, mas a melhora na qualidade de vida demanda ainda significativo aumento da infraestrutura elétrica. O consumo de energia elétrica no Brasil ainda está muito aquém dos padrões das nações mais desenvolvidas (SILVA, 2011). Além disso, embora o Brasil já seja um dos destaques mundiais na geração de energias renováveis, é necessária maior diversificação da matriz energética e maiores investimentos para impulsionar novas fontes renováveis, haja vista que o potencial hidrelétrico já foi amplamente explorado e existem regiões com problemas de recursos hídricos.

Energias alternativas como eólica, solar e de biomassa são menos poluentes que outras formas de energia, causam menos impactos ambientais e são mais sustentáveis, e por isso devem ser preferidas. A energia eólica possui uma vantagem de não gerar materiais poluentes e ser abundante e renovável. A energia solar, por sua vez, é uma fonte perene, silenciosa, gratuita e não poluente, além de ser fonte de vida para várias espécies. Já a energia gerada a partir da biomassa, que pode ser de resíduos agrícolas e florestais, tem a vantagem de apresentar baixos custos de armazenamento. No entanto, as fontes alternativas ainda são mais caras e possuem menor potencial de geração de energia. Por isso o desafio da sociedade moderna é desenvolver tecnologias para melhorar a matriz renovável e preservar o meio ambiente (GUENA, 2007).

A energia elétrica é fundamental para a existência e manutenção da vida humana. Ela possibilita acesso a bens e serviços e viabiliza praticamente todas as atividades econômicas. É imprescindível o conhecimento amplo de suas características e abrangências, por meio de estudos que foquem essa temática.

O Brasil, por ser o décimo país que mais consome energia, e o estado do Paraná, como quarto maior gerador de energia do Brasil e quarto estado em consumo de energia, necessitam de estudos mais abrangentes sobre o setor elétrico. O estudo dos determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses pode servir para que as agências responsáveis observem as variações da demanda, e assim, melhorem o planejamento da oferta para o longo prazo devido à necessidade de se manter o equilíbrio entre a oferta e a demanda, para garantir a estabilidade elétrica na rede.

De acordo com Cabral, Legey e Cabral (2017), um modelo de demanda bem especificado permite que empresas de serviços públicos façam previsões precisas

para garantir eficiência produtiva, alocativa e ambiental. Para Gomes (2010), entender o comportamento do consumo de energia elétrica é fundamental para os agentes econômicos, para a elaboração de políticas públicas, para o planejamento do setor e também para a regulação econômica do mercado. Para Mattos e Lima (2005), o estudo do setor de energia elétrica tem importância estrutural e conjuntural, tanto no planejamento quanto no gerenciamento, pois impacta diretamente e indiretamente na infraestrutura do país.

De acordo com Hao e Peng (2017), variáveis como valor agregado da indústria em relação ao produto, Produto Interno Bruto – PIB *per capita* e a dependência espacial influenciaram o consumo de energia elétrica nas províncias da China de 1994 a 2014. No entanto, outras variáveis como densidade populacional, abertura comercial, acesso à energia, número de estabelecimentos locais (comerciais, industriais, etc), emprego, entre outros, podem ser fatores determinantes no caso dos municípios paranaenses. Identificar esses elementos é imprescindível para gestão do setor elétrico, ainda mais para o estado do Paraná, que carece de estudos como esse.

Embora este tema já seja discutido para alguns países na literatura internacional desde as contribuições seminais de Houthakker (1951, 1980) e Houthakker, Verleger e Sheehan (1974) ao estimarem funções de demanda por eletricidade, na literatura brasileira o estudo do setor de energia elétrica é bastante incipiente, principalmente com as abordagens temporal e espacial. Poucos trabalhos estudaram o consumo de energia elétrica em alguns estados brasileiros, a maioria de forma qualitativa, não utilizando abordagens que capturam os efeitos do tempo e do espaço.

O trabalho de Cabral, Legey e Cabral (2017) estimou a demanda de energia elétrica, sendo, no entanto, feito para as agências regionais de eletricidade dos estados do Brasil por meio de um modelo ARIMA espacial. Já o trabalho de Santiago e Souza (2008) analisou o consumo de energia elétrica industrial dos municípios em Minas Gerais usando dados *cross-section* para o ano de 2004. Nesse sentido, o presente trabalho pretende contribuir para a literatura brasileira sobre o tema, analisando o consumo de energia elétrica e a possibilidade da dependência espacial, identificando os determinantes do consumo de energia em âmbito municipal para o estado do Paraná, permitindo, posteriormente, que seja aplicado para outros estados brasileiros, e testando as hipóteses de convergência e curva de Kuznets Ambiental utilizando o consumo de energia elétrica.

No caso do consumo de energia elétrica, pelo menos três são as justificativas para a existência da dependência espacial. Primeiro, as variáveis analisadas isoladamente apresentam indícios de dependência espacial, como o consumo de energia, densidade demográfica, o PIB, etc. Segundo, a mobilidade dos agentes no espaço contribui para uma regionalização do consumo de energia, à medida que as pessoas trabalham e visitam regiões vizinhas, contribuindo para disseminação do consumo de energia. Para Cabral, Legey e Cabral (2017), é provável que o consumo de energia de uma região seja influenciado pelas regiões vizinhas porque estas regiões são social e economicamente inter-relacionadas. Terceiro, as regiões próximas tendem a ter maior integração, comunicação e cooperação, de modo que regiões vizinhas procurem manter um padrão de desenvolvimento que implica em influências regionais no consumo de energia.

Além disso, Perobelli et al. (2010, p. 3), ao estudarem a interdependência energética no Brasil, afirmaram que “variações na produção de uma região levam a variações nos requerimentos de energia da própria região e das demais regiões do sistema”. Segundo eles, o crescimento de uma região sob o prisma do consumo de energia influencia o crescimento da própria região e das regiões com as quais se relaciona.

Segundo Hao e Peng (2017), a correlação espacial reflete os efeitos da interação espacial, como o fluxo de fatores econômicos entre as regiões, a difusão do comércio interno, a inovação e os transbordamentos tecnológicos. Se a economia de uma região se desenvolve rapidamente, as regiões mais próximas podem seguir seu padrão de desenvolvimento e estrutura industrial, de modo que o consumo de energia e a qualidade ambiental nas áreas vizinhas serão afetados pelo seu desenvolvimento e políticas ambientais.

Os efeitos de transbordamento espacial surgem quando determinadas regiões apresentam desenvolvimento na infraestrutura, sendo de transportes, indústrias, etc. As regiões que estão situadas próximas geograficamente são mais propensas e estimuladas a desenvolver cooperação econômica, regional e social. Assim, é provável que as regiões vizinhas estejam intimamente relacionadas pelas suas atividades econômicas e ocorra um transbordamento espacial dos efeitos iniciados em uma determinada região. Dessa forma, negligenciar a correlação espacial pode levar a estimativas enviesadas (HUANG et al., 2019).

As variáveis selecionadas no estudo estão disponíveis para um período de 2002 a 2016, permitindo a utilização do painel, além de existir malhas digitais para a análise espacial. A escolha da utilização de dados em painel espacial se justifica por ser capaz de controlar não apenas a variável tempo, mas também o espaço.

Além disso, o teste da hipótese de convergência do consumo de energia elétrica é um tema bastante novo para a literatura brasileira e a metodologia usada para isso será a modelagem de painel espacial e painel dinâmico espacial. Essa estimação exige métodos específicos que permitem robustez na análise dos dados. Os modelos econométricos dinâmicos espaciais aliam os modelos econométricos dinâmicos e os modelos econométricos espaciais em uma única abordagem, que assegura que os resultados sejam mais precisos e confiáveis (ELHORST, 2014a). Os modelos dinâmicos de dados em painel que abordam também os efeitos espaciais têm sido muito utilizados recentemente, pois além de capturarem a dinâmica da variável de interesse, eles também controlam a heterogeneidade não observável entre as unidades regionais estudadas. A inclusão dos efeitos espaciais permite a obtenção de estimativas consistentes e eficientes nas análises, daí o crescente interesse pelos pesquisadores.

Bloch, Rafiq e Salim (2012) relataram que se a convergência puder ser verificada, se torna mais fácil os governantes formularem políticas para conter o consumo total de energia para a melhoria da qualidade ambiental. Dessa forma, políticas específicas e direcionadas para diferentes regiões podem controlar o uso de energia. Por exemplo, para regiões com alto consumo, regras mais rigorosas podem ser elaboradas, visando um desenvolvimento sustentável. Já para regiões com baixo consumo relativo de energia, a convergência implica que o potencial de redução da demanda de energia é limitado. Jobert, Karanfil e Tykhonenko (2010), afirmaram que se a convergência no consumo de energia *per capita* realmente existir, é possível que a utilização total de energia possa ser mantida sob controle e, assim, permitir maior sustentabilidade para esse setor. De acordo com Mishra e Smyth (2014), evidências de rápida convergência energética e taxas de crescimento relativamente modestas sugerem que as metas para conter o crescimento no consumo de energia são viáveis.

A curva de Kuznets em sua forma original relacionou desigualdade de renda com crescimento econômico. A versão ambiental da curva relacionou degradação ambiental com o nível de renda *per capita*. Sua hipótese base é que num primeiro

momento, dado o aumento no nível de produção e renda e a preocupação maior com o crescimento econômico, ocorreria maior pressão e degradação ambiental. No entanto, em um momento posterior do tempo, após o alcance de certo nível de desenvolvimento, mudar-se-iam as preocupações e se pensaria mais em um crescimento econômico sustentável, com maior qualidade ambiental e menor impacto ao meio ambiente. Essa passagem seria representada graficamente por uma curva em forma de “U” invertido (ROTHMAN, BRUYN, 1998; SURI, CHAPMAN, 1998).

A descoberta, ou não, da hipótese da curva de Kuznets aplicada para o consumo de energia elétrica poderá afirmar a preocupação futura com um padrão de desenvolvimento econômico sustentável e saudável (HAO, PENG, 2017). A confirmação dessa hipótese poderá indicar aos governantes caminhos de desenvolvimento econômico voltado para segmentos que utilizem energias mais limpas e renováveis, coordenando as políticas de energia e as políticas ambientais para maximizar seus efeitos. Para Richmond e Kaufmann (2006), se a relação em “U” invertido entre o consumo de energia elétrica e a renda estiver correta, um ponto de virada nessa relação seria atraente para os formuladores de políticas. Um ponto de virada implicaria que o crescimento econômico pode melhorar os padrões de vida e a qualidade ambiental. Zilio e Recalde (2011) contribuem dizendo que se não houver uma relação em forma de “U” invertido entre consumo de energia e renda *per capita*, políticas econômicas e ambientais serão necessárias para mitigar a pressão ambiental. Por outro lado, se essa relação for confirmada, duas situações serão possíveis: para os municípios que situam-se antes do ponto mudança da inclinação da curva, eles devem promover a eficiência energética para acelerar o ponto de viragem, ou esperar e crescer para que no futuro isso aconteça; já os municípios que situam-se após o ponto de viragem, o crescimento da renda *per capita* já corresponde a redução do consumo de energia, justamente porque eles aplicaram políticas de eficiência energética.

Além disso, conforme Carvalho e Almeida (2010), a maioria dos trabalhos desenvolvidos nesta área apresenta dados mundiais e o método de análise empregado é o de dados em painel ou *cross-section*. Assim, mais contribuições para a literatura são vislumbradas: testar a hipótese da curva de Kuznets utilizando o consumo de energia elétrica em âmbito municipal e incluir a abordagem espacial. Análises espaciais com objetos de estudo de forma mais desagregada permitem melhor

exploração e descobertas mais interessantes, além de garantir maior robustez para a pesquisa.

Ademais, não foi encontrado até o presente momento na literatura nacional trabalhos que abordam as teorias da convergência e uso da curva de Kuznets aplicados para o consumo de energia elétrica. Alguns poucos trabalhos verificaram a convergência de renda para o Brasil. Ellery Jr. e Ferreira (1996) encontraram convergência de renda entre os estados brasileiros de 1970 a 1990, e Coelho e Figueiredo (2007) encontraram convergência do tipo clube para a dinâmica da renda dos municípios brasileiros no período de 1970-2000. Além desses, o trabalho de Colusso, Parré e Almeida (2012) apresentou um estudo sobre a degradação ambiental e curva de Kuznets para o cerrado brasileiro, indicando que a aplicação desta metodologia para o setor de energia é perfeitamente possível.

Portanto, visando contribuir para literatura, a tese tem como objetivo geral analisar o consumo de energia elétrica nos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016 em uma abordagem espacial, incluindo, nos objetivos específicos, a investigação dos determinantes do consumo de energia e das hipóteses de convergência e curva de Kuznets aplicadas ao consumo de energia elétrica. Além disso, todas as análises tem o intuito de inserir a investigação da dependência espacial.

Alguns trabalhos internacionais servirão de base, como o artigo de Saidi e Hammami (2015) que identificaram os determinantes do consumo de energia para um conjunto de 58 países utilizando dados em painel dinâmico; o de Hao e Peng (2017), que fizeram um estudo do consumo de energia geral usando dados em painel espacial para o período 1994-2014 para 30 províncias chinesas; o trabalho de Huang et al. (2019) que investigou a convergência espacial da intensidade de carbono na China de 2000 a 2016; o trabalho de Yang, Liu e Mai (2017) que analisou as exportações no Japão utilizando a abordagem de painel espacial; o artigo de Hao et al. (2016) que testou se existia a hipótese da curva de Kuznets usando o consumo de energia na China, entre outros. O período de estudo compreende os anos de 2002 a 2016 devido à limitação de acesso a dados mais antigos e mais atuais pelas bases brasileiras.

1.3 HIPÓTESES

Diante dos questionamentos e objetivos propostos, as hipóteses são:

- i. Os elementos que influenciam o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses são: PIB, densidade populacional, participação da indústria sobre o PIB, abertura comercial, estabelecimentos ativos e número de empregos formais. Além disso, o consumo de energia elétrica é espacialmente correlacionado nos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016;
- ii. O consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios está crescendo a taxas decrescentes possibilitando redução do consumo de energia no longo prazo, satisfazendo a hipótese da curva de Kuznets.
- iii. Os municípios paranaenses estão convergindo em termos de consumo de energia elétrica *per capita*.

1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO

O trabalho estará estruturado em capítulos da seguinte maneira: O Capítulo I apresenta a introdução da pesquisa contendo os objetivos, hipóteses e as justificativas; O Capítulo II aborda sobre o setor de energia elétrica no Brasil e no estado do Paraná em uma perspectiva histórica e faz uma panorama do setor apontando as políticas, desafios e oportunidades; A revisão teórica e empírica sobre consumo de energia elétrica, teoria da convergência e curva de Kuznets estão no Capítulo III; A metodologia é explanada no Capítulo IV; Os resultados e a discussão estão no Capítulo V. Por fim, o Capítulo VI tece as considerações finais da pesquisa.

CAPÍTULO II

2. ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL E NO PARANÁ

Este capítulo aborda sobre a evolução histórica do setor de energia elétrica no Brasil e no estado do Paraná e os principais instrumentos legais desenvolvidos ao longo do tempo para regular e reger esse setor. Também apresenta um panorama do setor elétrico e do potencial de geração de energia para a economia brasileira e paranaense analisando políticas sustentáveis e desafios para o setor.

2.1 ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

A eletricidade no Brasil iniciou-se no período imperial com Dom Pedro II articulando a instalação de aparelhos para iluminação pública na cidade do Rio de Janeiro. Algumas obras começaram a ser implantadas, mas de forma bastante isolada pelo setor público. A partir de 1880 se estenderam de forma mais descentralizada. Em 1883 entrou em funcionamento a primeira usina hidrelétrica de pequeno porte, em Diamantina, Minas Gerais. A geração de energia elétrica nesse período contou com a participação de pequenas empresas privadas e nacionais e até mesmo com empresas de governos municipais (GOMES et al. 2002; GASTALDO 2009; SILVA, 2011).

Com o fim do Império e a instituição da República em 1889, foi promulgada a Constituição de 1891 estabelecendo que as concessões de serviços de eletricidade deveriam ser aprovados pelas prefeituras municipais e que os estados poderiam aproveitar o potencial hídrico para geração de energia (SILVA, 2011). Gomes et al. (2002) apontam que entre 1883 e 1900 o Brasil elevou de maneira drástica a sua capacidade produtiva de energia, passando de 91 kWh para 10.850 kWh, sendo que mais de 50% foi de origem hidráulica.

No início do século XX empresas estrangeiras começaram a participar do setor permitindo o aumento da geração de energia e fornecimento para consumo urbano e industrial próximo as unidades geradoras. O crescimento do setor elétrico aliou-se com o desenvolvimento econômico motivado pela economia cafeeira do período, que impulsionava a criação de ferrovias, a expansão urbana e as atividades comerciais, industriais e de serviços (LORENZO, 2001).

A regulação até então visava apenas interesses privados, mas as primeiras leis surgiram em 1903 e 1904. A Lei 1.145 de dezembro de 1903 e o Decreto 5.407 de dezembro de 1904 passaram a regulamentar de forma geral a concessão dos serviços de eletricidade quando destinados ao fornecimento a serviços públicos federais. Tais normativas não surtiram muito efeito na prática, mas representaram os primeiros passos para a regulamentação pelo setor público (BRASIL, 1903, 1904).

Segundo Silva (2011), a partir de 1920 a demanda por eletricidade se elevou no Brasil devido aos excedentes de renda agrícola que começaram a ser investidos na indústria, gerando também expansão dos centros urbanos. Foi criada então a Comissão Federal de Forças Hidráulicas, o primeiro órgão oficial ligado a política para o setor (SILVA, 2011). Nesse período houve um processo de concentração em torno das empresas estrangeiras que acabaram adquirindo várias empresas privadas nacionais e municipais. Por conta disso, ocorreu significativo avanço técnico na construção de centrais elétricas, permitindo o aumento da oferta de eletricidade (LORENZO, 2001).

A crise da década de 1930, no entanto, alterou os rumos das várias economias no mundo, dentre elas o Brasil, ao passo que reduziu as exportações, diminuiu os termos de troca e cessou a entrada de capitais internacionais. Nesse mesmo período o Brasil passou pelas crises do setor cafeeiro, e precisou da atuação forte do Estado para se recuperar. Esse período foi marcado pela redefinição do papel do Estado, objetivando diversificar a estrutura produtiva com crescente intervencionismo (GOMES et al. 2002; SILVA, 2011).

O principal marco institucional no setor elétrico brasileiro nesse período se deu com a criação do Código das Águas por meio do Decreto 24.643 de 1934. Foi uma intervenção estatal no setor que autorizou as concessões para exploração dos serviços de energia elétrica e determinou as tarifas e as competências do Estado. O poder público passou a ter a responsabilidade de legislar e outorgar sobre as concessões de serviços públicos de energia elétrica, assim como a exploração da energia hidráulica, e os serviços de geração, transmissão e distribuição de energia (BRASIL, 1934; LORENZO, 2001).

Em 1939, em meio à falta de energia em várias partes do Brasil, o Decreto-Lei 1.285 criou o Conselho Nacional de Águas e Energia Elétrica (CNAEE). Esse órgão tinha como objetivo a centralização dos estudos de energia elétrica no Brasil e regulamentou o Código das Águas, impondo a revisão dos contratos e concessões

existentes. A partir dos anos de 1940 começou a surgir alguns órgãos e entidades regionais e também a criação de usinas de geração de energia. Algumas regulamentações mais rígidas com relação à fixação de tarifas acabaram desestimulando o setor privado estrangeiro, passando grande parte dos investimentos para as mãos do Estado, que começou a atuar diretamente na geração de energia. Além disso, as incertezas do período contribuíram para desencorajar os investimentos estrangeiros (GASTALDO, 2009).

No fim da década de 1940 e início da década de 1950, passado o primeiro governo de Vargas no Brasil, começou a ocorrer certa flexibilização com intuito de não inviabilizar novos investimentos nos setores de infraestrutura. Sendo assim, alguns planos e projetos foram elaborados com o objetivo de desenvolver o setor energético. Dentre eles pode-se citar: o Plano Nacional de Eletricidade de 1946, com objetivo de elaborar obras sob a coordenação do Estado; o Plano Salte - Plano de Saúde, Alimentação, Transporte e Energia, de 1947, para coordenar os gastos públicos e ampliar a capacidade de energia no Brasil; em 1957 foi criada a empresa federal Central Elétrica de Furnas, para resolver os problemas de energia nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, entre outros (GASTALDO 2009; SILVA, 2011).

No governo de Juscelino Kubitschek, de 1956 a 1961, foram criadas a maior parte das companhias estaduais de energia elétrica: Espírito Santo Centrais Elétricas (ESCELSA) em 1965, Centrais Elétrica do Maranhão (CEMAR), Companhia Elétrica de Alagoas (CEAL), e a Companhia de Eletricidade do Estado da Bahia (COELBA), em 1959. Esse governo teve como papel central acelerar o desenvolvimento econômico do país por meio do Plano de Metas (GOMES et al. 2002; GASTALDO 2009). Segundo Gomes et al. (2002, p. 7) “dos investimentos propostos no Plano de Metas, 43,4% destinavam-se à área energética, sendo 23,7% para projetos de eletricidade e 19,7% para outras formas de energia”. Grande parte desses objetivos foram alcançados com apoio do BNDES- Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

Nas décadas de 1960 e início de 1970, a conjuntura econômica favorável permitiu amplos investimentos e novos interesses externos no setor elétrico, consolidando o Estado como agente financiador e executor da política de infraestrutura brasileira. A reavaliação das tarifas, permitindo o aumento do IUEE- Imposto Único sobre Energia Elétrica, e os empréstimos externos também possibilitaram aportes de recursos extraordinários ampliando ainda mais os

investimentos na infraestrutura e expansão do setor energético. Nesse período foram criadas as Usinas de Itaipu e Tucuruí, o Programa Nuclear e a Ferrovia do Aço, além do Ministério de Minas e Energia através da Lei 3.782 de 1960. Em 1961 foi criada a Eletrobrás cujo objetivo era contribuir para aumentar a capacidade instalada do Brasil na geração de energia elétrica (GASTALDO, 2009).

Segundo Lorenzo (2001, p. 157), até metade dos anos 1970 o setor elétrico brasileiro logrou de grande sucesso, pois:

Houve grande ampliação da capacidade produtiva que possibilitou, além de sustentar acelerado processo de crescimento econômico, criar ampla capacitação nacional na área de engenharia de projetos, consultorias e construção de usinas hidrelétricas, que se revelou altamente competitiva ao conseguir contratos até no exterior.

No entanto, as crises do petróleo no início e fim da década de 1970 e o aumento das taxas de juros internacionais contribuíram para a reversão dos investimentos brasileiros e rápida transformação no cenário econômico. A política fiscal no período tornou-se bastante restritiva, a carga tributária elevada e os investimentos públicos reduzidos. Na década de 1980 o cenário mundial se agravou e o Brasil entrou num período de recessão, com a dívida pública em níveis alarmantes. O Estado reduziu sua capacidade de investimento e o setor energético foi comprometido, reduzindo a eficiência das empresas públicas (GASTALDO, 2009). O consumo de energia, por outro lado, continuou se expandindo na década de 1980 em função da maturação dos investimentos implementados no final da década de 1970 (PIRES, GOSTKORZEWICZ, GIAMBIAGI, 2001).

Segundo Lorenzo (2001, p. 161):

Nos anos 80, com o grave aumento das taxas de juros no mercado internacional e as maiores dificuldades para obter empréstimos internacionais e, ainda, as pressões do governo federal sobre as empresas estatais para fecharem as contas, as empresas passam a tomar empréstimos no mercado financeiro doméstico visando cumprir os compromissos anteriormente assumidos (serviços da dívida) e concluir os empreendimentos em andamento. Assim, com a simultânea redução das tarifas e a recessão, que a partir de 1981 caracterizou a economia brasileira, a situação do setor foi se tornando cada vez mais dramática.

A Constituição promulgada em 1988 agravou a situação de falta de investimentos no Brasil no período, principalmente em relação ao setor energético. Nesta foi extinto o imposto IUEE- Imposto Único sobre Energia Elétrica cujos recursos eram destinados ao setor, o qual veio a ser substituído pelo ICMS- Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços. As alíquotas do ICMS seriam estipuladas pelos estados da federação e não haveria destinação para as

concessionárias de energia. Além disso, as alíquotas de IR- Imposto de Renda das empresas de energia foram alteradas de 4% para 6%, aprofundando a crise no setor (SILVA, 2011).

No início dos anos 1990 os problemas do setor elétrico brasileiro persistiam principalmente relacionados às dificuldades de financiamento, impedindo o aumento e expansão da sua capacidade, somados à falta de energia em algumas regiões. O estado endividado não tinha condições de executar planos de correção e expansão. A fim de resolver o problema, os governos da época de Fernando Collor de Mello e Itamar Franco promoveram diversas privatizações, permitindo que o setor privado começasse a atuar novamente no setor. As privatizações do setor de energia elétrica aconteceram, no entanto, apenas a partir de 1995. Além disso, dentro desse processo de reformulação, o governo dividiu o setor em vários segmentos: geração, transmissão, distribuição e comercialização (GOMES et al., 2002; FRANCISCO, 2012).

No período de 1980 até os anos 2000, o Brasil praticamente enfrentou uma situação de esgotamento da capacidade ociosa de infraestrutura elétrica existente, isso porque o consumo de energia cresceu a taxas crescentes enquanto a capacidade instalada do sistema foi decrescente (PIRES, GOSTKORZEWICZ, GIAMBIAGI, 2001).

Diversas leis nesse período foram implantadas buscando criar algumas instituições para regulamentar o setor. A Lei 8.631 de 1993 transferiu para as concessionárias a responsabilidade de fixar e reajustar as tarifas de energia elétrica de acordo com os custos de cada serviço. As Leis 8.987 e 9.074 de 1995 criaram a necessidade de licitação para novos empreendimentos de energia, criação do produtor independente de energia, determinação do livre acesso aos sistemas de transmissão e distribuição de energia, e a possibilidade que os grandes consumidores escolhessem seus fornecedores de energia. Foram criadas a ANEEL- Agência Nacional de Energia Elétrica, o Operador Nacional de Rede (ONS), e o Mercado Atacadista de Energia Elétrica (MAE) (BRASIL, 1993, 1995; GASTALDO, 2009).

As leis criadas em 1995 tiveram também por objetivo expandir o parque gerador e modernizar as malhas de transporte de energia elétrica a partir da privatização e da constituição de um modelo competitivo de energia elétrica no Brasil. Houve a separação das atividades de comercialização e distribuição de

energia e a introdução do livre acesso às redes físicas de transporte de energia (PIRES, GOSTKORZEWICZ, GIAMBIAGI, 2001).

O sucesso do Plano Real em conter a inflação nos anos 1990 teve impacto no setor elétrico. A apreciação cambial e a abertura comercial controlaram a inflação, mas acabaram deteriorando os termos de troca brasileiros. Isso acabou acelerando o processo de privatização, o que marca nesse período a retomada dos investimentos produtivos do setor privado (SILVA, 2011).

No início dos anos 2000, o Brasil enfrentou uma grave crise de energia elétrica causada pela queda dos reservatórios das usinas hidrelétricas, mudanças estruturais ocorridas no setor, problemas de infraestrutura e falta de investimentos. As concessionárias de energia estavam passando por problemas de endividamento que prejudicava a universalização do acesso dos serviços de energia elétrica. Isso acionou o alerta para a necessidade de novos investimentos em fontes alternativas de energia. O Ministério de Minas e Energia- MME passou a se responsabilizar pelo planejamento e desenvolvimento de políticas para o setor, quando a partir de então foi criada a Empresa de Pesquisa Energética-EPE (FRANCISCO, 2012). Foi criada também pelo então presidente Fernando Henrique Cardoso a Comissão de Análise do Sistema Hidrotérmico de Energia Elétrica e a Câmara de Gestão da Crise de Energia Elétrica-CGCE em maio de 2001. Ambos foram incumbidos de avaliar o problema existente de desequilíbrio entre oferta e demanda de energia (SILVA, 2011).

A partir desse período, percebeu-se a continuidade da participação ativa do setor público no novo modelo regulatório do setor elétrico brasileiro. O objetivo era concretizar o papel do governo como promotor da eficiência alocativa e dinâmica.

As principais medidas tomadas foram no sentido de corrigir as falhas estruturais do setor, mas também foi preciso vários racionamentos de energia que acabou reduzindo as receitas das empresas de energia, gerando crise no setor. Devido a esse contexto, o governo acabou tendo que assinar o Acordo Geral do Setor Elétrico permitindo a Recomposição Tarifária Extraordinária- RTE em que foram reajustadas as tarifas de todas as classes de consumo (SILVA, 2011).

A mudança presidencial a partir de 2002, em que assumiu Luis Inácio Lula da Silva, foi sob euforia do mercado externo. No entanto, as medidas tomadas pelo presidente conseguiram acalmar os ânimos, reduzir o câmbio, conter a inflação e fazer o PIB voltar a crescer. O novo governo propôs uma reforma para o setor de energia, continuando com projetos e estudos para combater a crise de energia.

Identificaram que os principais problemas estavam na incapacidade de atração de investimentos externos e elevação das tarifas (SILVA, 2011). A Lei 10.848 de 2004 instituiu um novo modelo de governança no setor de energia, alterando várias atribuições dos órgãos já existentes e firmando objetivo de expandir a oferta de energia elétrica (BRASIL, 2004b).

Nos governos de Lula vários empreendimentos foram executados para suprir a necessidade de energia elétrica no Brasil, dentre eles as construções de Jirau, Santo Antônio e Belo Monte. Nesse período as energias alternativas também começaram a ser impulsionadas e ganhar investimentos com objetivo de se tornarem mais competitivas (SILVA, 2011). A geração de energia através do bagaço da cana foi uma das alternativas viáveis de curto prazo, já que o Brasil se destacava na produção de açúcar e álcool de cana. Em 2001 o BNDES lançou o Programa de Apoio à Co-geração de Energia Elétrica a partir de Resíduos de Cana-de-Açúcar (GOMES et al. 2002).

Atualmente a ANEEL é a agência responsável pela regulação do setor elétrico brasileiro e, embora esteja vinculada ao MME, mantém a independência política. Entretanto, o planejamento e as decisões de novos investimentos no setor elétrico do Brasil envolvem várias instâncias. Primeiramente a EPE realiza estudos sobre o mercado de eletricidade e identifica quais as linhas de energia e subestações precisam ser criadas para manter os padrões e a segurança do sistema a partir da elaboração do PET-Programa de Expansão. Em seguida o ONS estuda a ampliação do sistema e elabora o PAR- Plano de Expansão e Reforço. Após isso, o MME analisa o PAR e o PET e decide quais empresas de transmissão serão criadas, leiloadas ou autorizadas. Por fim, cabe a ANEEL elaborar os editais de licitação e leilões que incluem todas as especificações técnicas da implantação e as condições de participação (FRANCISCO, 2012).

Para que a energia elétrica gerada pelas fontes chegue até o consumidor, é preciso agentes chamados concessionárias de transmissão de energia. É papel do Estado garantir a infraestrutura necessária para que o consumidor tenha acesso à energia, principalmente no que se refere as linhas de transmissão para transportar a energia e, além disso, viabilizar o acesso à energia por fontes alternativas. Para que o setor continue seu processo de expansão e crescimento, permitindo o desenvolvimento das fontes alternativas, é necessário políticas públicas efetivas, investimentos apropriados e planejamento de longo prazo. É um desafio ainda maior

para o Brasil aumentar a participação das fontes renováveis na matriz energética, uma vez que essas são bastante concentradas e remotas, dificultando a ligação dessas ao sistema de transmissão (GASTALDO, 2009; FRANCISCO, 2012).

A oferta de energia elétrica em quantidade e qualidade é essencial para todo projeto de desenvolvimento econômico. O Brasil possui potencialidades quando o assunto é desenvolvimento sustentável. Além da abundância de recursos hidrelétricos, outras fontes como biomassa, eólica e solar devem ser aproveitadas. O uso eficiente exige um planejamento setorial articulado com outras políticas e com o uso racional e eficiente da energia (GOMES et al. 2002).

De modo geral, no Brasil até metade da década de 1990, o modelo institucional do setor elétrico brasileiro era baseado na atuação forte do estado, regulando e controlando a geração, transmissão e distribuição de energia. A partir de então, houve duas mudanças importantes. Pós 1996 ocorreu privatizações de companhias operadoras de energia e o governo deixou de exercer papel de principal investidor, passando a dividir com a iniciativa privada a responsabilidade pela expansão do sistema elétrico. O estado ficou com o papel apenas de regular as atividades no mercado. No entanto, a partir dos anos 2000, foi introduzido o Novo Modelo do Setor Elétrico, em que o estado retomou o controle do planejamento do setor de energia elétrica. O objetivo dessa nova fase seria estabelecer um marco regulatório para garantir os incentivos adequados aos novos investimentos, preservar os interesses dos diversos agentes do setor elétrico e consumidores, e promover o bem-estar e a eficiência econômica.

2.2 ENERGIA ELÉTRICA NO PARANÁ

O estado do Paraná, assim como o Brasil de modo geral, apresenta grande potencial hídrico devido às características geomorfológicas, presença de rios de planalto, altos declives, corredeiras e vales. Isso explica o fato de, ao longo do tempo, os investimentos terem sido para geração de energia por fonte hídrica.

O primeiro registro de eletricidade no estado do Paraná foi em 1886 com a instalação de uma lâmpada para iluminação pública em Curitiba (ORTEGA, 2016). Mas a primeira usina de eletricidade no estado do Paraná foi iniciada em 1890 na cidade de Curitiba quando o presidente da Intendência Municipal de Curitiba, Dr. Vicente Machado, assinou contrato com a Companhia de Água e Luz do Estado de

São Paulo para uma concessão de 20 anos. A usina ficou pronta em 1892 e gerava energia a vapor por meio da queima de madeira (COPEL, 2018a).

A Companhia de Água e Luz do Estado de São Paulo atuou no estado somente até 1898, quando desistiu da concessão, passando a responsabilidade de energia para a municipalidade de Curitiba. Esta, por sua vez, forneceu a concessão para a empresa paranaense José Hauer & Filhos que passou a tomar conta do serviço de geração e distribuição de eletricidade na Capital (KARPINSKI, 2013).

Em 1901 foi instalada a primeira usina termoeétrica no estado, situada também na cidade de Curitiba, onde hoje está a Estação Rodoferroviária. Em 1904 a Empresa de Eletricidade de Curitiba (Hauer Junior & Companhia) tomou conta da concessão e em 1910 passou para a The Brazilian Railways Limited (COPEL, 2018a).

Os serviços de eletricidade, em 1904, passaram a ser gerenciados pelo governo estadual através de uma superintendência na Secretaria dos Negócios de Obras Públicas e Colonização devido aos vários problemas na qualidade e alto custo da energia gerados pela empresa Hauer (KARPINSKI, 2013).

A segunda cidade paranaense a receber o serviço de eletricidade foi Paranaguá em 1902 quando a família Blitzkow instalou um sistema de geração com dois grupos a vapor. Dois anos mais tarde Ponta Grossa recebeu eletricidade, seguido de União da Vitória, graças a um acordo firmado entre a prefeitura local e o comerciante Grollmann (COPEL, 2018a).

Em 1910 foi inaugurada a primeira usina hidrelétrica do estado, a Usina de Serra da Prata, em Paranaguá. Essa usina esteve em funcionamento até o início da década de 1970 quando foi desativada. Em 1911 entrou em funcionamento em Ponta Grossa a Hidrelétrica de Pitangui, que ainda hoje está em operação, e é a mais antiga usina do parque gerador próprio da COPEL- Companhia Paranaense de Energia Elétrica. Outras centrais hidrelétricas continuaram a ser instaladas no estado, mas somente em 1930 foi inaugurada uma usina considerada grande para os padrões da época, a de Chaminé, implantada na Serra do Mar nas proximidades de Curitiba. A usina foi ampliada e também permanece em operação até hoje (COPEL, 2018a).

Segundo Ortega (2016), várias empresas que começaram a se instalar no estado a partir da década de 1920 passaram a produzir sua própria energia. De acordo com a COPEL (2018a, p. 2):

Algumas indústrias também começaram a instalar geradores, para consumo próprio. As Indústrias Reunidas F. Matarazzo, em 1921, para movimentar um moinho de trigo junto ao porto de Antonina e, em 1925, para fazer funcionar um frigorífico e uma indústria têxtil em Jaguariaíva. A Companhia Melhoramentos do Norte do Paraná instalou uma pequena usina em Cianorte para atendimento restrito, e as Indústrias Brasileiras de Papéis, em Arapoti, passaram a contar com eletricidade em 1926.

Segundo Karpinski (2013), o aproveitamento hídrico no Paraná para geração de eletricidade, principalmente do rio Iguaçu, contou com várias ações políticas que visavam manter e impulsionar o crescimento econômico, de início na capital, e posteriormente, no estado como um todo.

Na década de 1930 foi criado o Serviço de Energia Elétrica do Paraná, que mais tarde transformou-se no Departamento de Águas e Energia Elétrica- DAEE. Todos os investimentos da época se respaldavam no Código de Águas (instituído pelo Decreto-Lei número 24.463 de 10 de julho de 1934) e no Conselho Nacional de Águas e Energia Elétrica (Lei número 1.285 de 1939), que determinavam a coordenação do setor pelo poder público (COPEL, 2018a).

No fim da década de 1940 o estado do Paraná contava com atuação de várias empresas privadas de energia elétrica: Companhia Força e Luz do Paraná que atendia o entorno da região de Curitiba; Empresa Sul Brasileira de Eletricidade que atendia o Sul do Estado (regiões da Lapa, Rio Negro e Campo do Tenente); Empresa de Eletricidade Alexandre Schlemm que atendia União da Vitória e Porto União; Companhia Prada de Eletricidade que abastecia as cidades de Ponta Grossa, Castro e Pirai do Sul; Companhia Hidro Elétrica do Paranapanema que fornecia energia a 20 municípios do Norte Pioneiro; e Empresa Elétrica de Londrina S.A. que abastecia as cidades de Londrina, Araongas, Cambé, Ibiporã, Rolândia e Jataizinho (COPEL, 2018a).

O primeiro Plano Hidrelétrico do Estado foi instituído em 1948, com previsão de sistemas elétricos no Sul, Norte e Oeste do estado. Em 1952 foi modificado passando a ser cumprido em duas etapas: a primeira, de curto prazo, previa à conclusão de Pequenas Hidrelétricas (Cavernoso, Caiacanga e Laranjinha), enquanto a segunda, de longo prazo e dependente de financiamentos, planejava a construção de usinas como Capivari-Cachoeira, Tibagi, Carvalhópolis e a Termoelétrica de Figueira. Os primeiros empreendimentos a partir do Plano Hidrelétrico tiveram caráter de urgência para atender primeiro ao consumo e melhorar o padrão social da população (SOUZA, 1996; COPEL, 2018a).

Em 1953 uma lei estadual criou a taxa de eletrificação com objetivos de arrecadar recursos financeiros para a execução do Plano Hidrelétrico. Em 1954 foi criado a COPEL, empresa estatal de economia mista que deveria assumir gradativamente a responsabilidade pelos serviços de energia no Paraná, até então sob a responsabilidade do DAEE, prefeituras e concessionárias particulares (SOUZA, 1996; COPEL, 2018a).

Segundo Ortega (2016), os objetivos da COPEL eram planejar, construir e explorar sistemas de produção, transmissão, transformação, distribuição e comércio de energia elétrica no estado visando melhoramento dos serviços até então oferecidos e expansão dos mesmos. As atividades da COPEL começaram no Noroeste do estado, na região de Maringá, que ainda não havia despertado o interesse de nenhuma outra concessionária para explorar o serviço, e depois se expandiram para todo o estado.

A partir da década de 1950, a política que o governo do Paraná estabeleceu foi no sentido de retomar os investimentos na estrutura econômica, social e política do estado. A energia elétrica entrou nesse processo de planejamento visando a industrialização do estado, pois era vista como item fundamental. Até então, praticamente não existia um sistema elétrico no estado e a oferta de energia não conseguia acompanhar o aumento da demanda motivada também pela crescente urbanização (SOUZA, 1996).

Em 1959, a COPEL conseguiu uma concessão pública para explorar regiões do Norte, Noroeste, Sul e Sudoeste do estado, planejando obras nos rios Mourão, Tibagi e Iguçu (COPEL, 1982). De acordo com Souza (1996), entre 1960 e 1970 o número de consumidores de energia no Paraná se elevou 641% e as ligações industriais aumentaram de 96 para 1833. Além disso, mais de 5600 km de linhas de transmissão foram construídas. A COPEL teve papel imprescindível na produção de energia elétrica do estado.

Nas décadas de 1960 e 1970 várias usinas hidrelétricas de menor porte foram construídas no estado de acordo com a política de eletrificação rural. Essas obras tiveram parceria com as grandes cooperativas agrícolas do Paraná, como a Wittmarsum de Palmeira, a Coamo de Marechal Candido Rondon, a Agrária de Campo Mourão, a Arapoti de Guarapuava-Entre Rios, entre outras (MAGALHÃES, 2017). Em 1963 entrou em operação a usina termoelétrica de Figueira para reforçar o abastecimento da região Central e Norte do estado, em 1967 a Hidrelétrica Salto

Grande do Iguaçu para a região Sul. Em 1970 foi inaugurada a Hidrelétrica Júlio Mesquita Filho para as regiões Oeste e Sudoeste e em 1971 a Usina Hidrelétrica Capivari-Cachoeira (ORTEGA, 2016).

Também na década de 1970, no período da ditadura militar no Brasil, iniciou-se a construção da Usina Hidrelétrica de Itaipu, conhecida como Itaipu Binacional por estar em terras paranaenses e do país vizinho Paraguai. Atualmente é a segunda maior usina do mundo, perdendo apenas para a Usina de Três Gargantas na China, mas por muito tempo esteve na primeira posição.

Um dos principais rios do estado, Rio Iguaçu, teve seu curso de 1200 km bastante modificado a partir da década de 1970 com a construção de várias usinas hidrelétricas, entre elas as Usinas de Salto Osório e Santiago outorgado pela Eletrosul, e Foz do Areia, Segredo e Caxias sob comando da COPEL (ORTEGA, 2016). De acordo com Karpinski (2013), o estado do Paraná, juntamente com Rio de Janeiro, Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo, foi pioneiro no Brasil na utilização de força hidráulica na produção de eletricidade.

Os anos 1980 foram marcados por uma forte desaceleração na tendência de expansão do setor produtivo nacional. Mas, ainda assim, a economia paranaense apresentou moderado dinamismo crescendo a taxas superiores às da brasileira. O governo do estado optou pela construção de grandes hidrelétricas mesmo em períodos de recessão econômica do país, que exigiram grandes investimentos públicos. Segundo a COPEL (1982, p. 68):

O Programa de Eletrificação Rural, na década de 1980, conseguiu eletrificar cerca de 135.000 propriedades rurais, sendo necessária a implantação de 70.000 km de linhas de alta tensão, acarretando um consumo da ordem de 2.250.000 MWh, que economizaria cerca de 120 milhões de litros óleo diesel importados em dez anos do plano.

A situação econômica da década de 1980 somada a crise da dívida externa obrigou o estado a contrair novos empréstimos internacionais. Além disso, criou-se um consenso sobre a necessidade de substituir as fontes de energia não renováveis pela energia advinda de hidrelétricas dado o potencial hídrico do estado. A usina hidrelétrica Governador Ney Braga começou a ser construída no final do regime militar, 1981-1982, e foi a primeira hidrelétrica a submeter o projeto de construção a um estudo de impacto socioambiental (COPEL, 1982).

No início dos anos 2000, os empreendimentos do setor de energia continuaram no estado do Paraná. Foram construídas várias usinas de médio e

pequeno porte, tanto térmicas como hidráulicas, também por iniciativa de produtores independentes de energia. As principais foram as Hidrelétricas de Santa Clara (2005) e Fundão (2006) e a Usina Mauá (2012) no rio Tibagi em parceria da COPEL com a Eletrosul (ORTEGA, 2016).

Para o estado do Paraná foi importante a parceria com o governo federal, que criou as condições mínimas necessárias para obter financiamentos externos que viabilizassem a construção de grandes obras de infraestrutura necessárias à industrialização do estado. Hoje o estado conta com um parque hidrelétrico de grandes dimensões, com grandes empreendimentos como no Rio Iguaçu: Foz do Areia, Segredo, Caxias, Salto Osório e Salto Santiago; nos rios da fronteira: Paranapanema, Xavantes, Salto Grande, Canoas, Capivara, Taquaruçu e Rosana; e no rio Paraná: a Usina de Itaipu. A COPEL opera 35 usinas próprias e participa em outras 10 usinas, sendo 21 hidrelétricas, 22 eólicas e 2 termoelétricas, com capacidade instalada total de 5.828 MWh e garantia física de 2.715,7 MWh médios. Em 2018, a produção líquida de energia foi de 19.362,4 GWh (COPEL, 2018b).

A COPEL teve papel decisivo na construção do setor de energia no Paraná. Conta com uma média de mais de 100 mil novas ligações a cada ano e atende praticamente todos os domicílios na área urbana e mais de 99% na área rural do estado. Nos últimos anos tem recebido diversos prêmios de excelência como: Prêmio Cier, Prêmio Ibero-Americano de Qualidade, Prêmio Abradee, entre outros (COPEL, 2018b). O setor de energia elétrica cresceu e se desenvolveu ao longo do tempo contando com apoio de instituições públicas e privadas. Esse desenvolvimento permitiu ao estado do Paraná ser referência na produção de energia elétrica brasileira.

Segundo o Banco de Informações de Geração- BIG da ANEEL (2020), o Paraná é responsável pela geração de 19.300.654,12 kWh de energia, correspondendo a 11,32% do total gerado no Brasil, ficando atrás apenas de São Paulo (15,78%), Pará (13,65%) e Minas Gerais (12,21%). O Paraná possui 229 empreendimentos em operação, 6 em construção e previsão de início de mais 19 para adição de 402.190 kWh na capacidade de geração do Estado. A hidrelétrica Itaipu, localizada em Foz do Iguaçu - PR, tem potência para gerar 7.000.000 kWh de energia, só na parte brasileira. Apesar de já ser destaque na geração de energia, o estado do Paraná tem potencial para crescer e explorar várias fontes de energia, como eólica, solar e biomassa.

2.3 PANORAMA DO SETOR ELÉTRICO, DESAFIOS, OPORTUNIDADES E POLÍTICAS PARA A GERAÇÃO DE ENERGIA POR FONTES ALTERNATIVAS NO BRASIL E NO PARANÁ

Esta seção tem o intuito de apresentar uma panorama geral do setor de energia elétrica no Brasil e no estado do Paraná além de apresentar os desafios e oportunidades para geração de energia por fontes alternativas elencando as principais políticas e leis já estabelecidas.

2.3.1 Panorama do setor de energia elétrica

Entre 2011 e 2015 o Brasil ocupava a 8º colocação na geração de energia elétrica do mundo, ficando atrás da China, Estados Unidos, Índia, Japão, Rússia, Alemanha e Canadá. Porém, na geração de energia por fonte hidráulica, o Brasil era o terceiro em 2015, com participação de 9,4%, atrás apenas da China com 28,7% e Canadá com 9,8%. Em capacidade instalada de geração de energia hidrelétrica, o Brasil era o segundo colocado no ranking mundial com participação de 8,6% do total, atrás da China com 27,6%. Já em relação à geração de energia elétrica pelas fontes alternativas², em 2015 o Brasil ocupava a 7º posição mundial com participação de 4,3%, atrás da China e EUA com 17,7%, Alemanha com 10,5%, entre outros. Mas em capacidade instalada de geração de energia por fontes alternativas, o Brasil ocupava a 10º posição em 2015 com participação de 2,6% (EPE, 2018b).

Segundo a ANEEL (2020) e o BIG - Banco de Informações de Geração, em 2020 o Brasil possuía 8.946 empreendimentos em operação, totalizando 170.553.476 kWh de potência instalada. Desses, 1370 eram de fonte hidráulica, 635 eólica, 3885 fotovoltaica, 3053 termoelétricas, 2 termonuclear e 1 undi-elétrica³.

O Brasil vem diminuindo a geração de energia por fonte hidráulica ao longo dos anos, e aumentando a geração oriunda das fontes alternativas. Em 1999, 93% do consumo era abastecido por usinas hidrelétricas. Esse número reduziu significativamente no início do século XXI. A Tabela 1 apresenta a participação das principais fontes na geração de energia elétrica no Brasil de 2013 a 2017.

² Fontes alternativas: geotérmica, eólica, solar, das marés, das ondas, biomassa e resíduos.

³ Undi-elétrica: energia gerada por meio das ondas do mar.

Tabela 1- Participação percentual das fontes de energia na geração de energia elétrica no Brasil de 2013 a 2017

Fontes	2013	2014	2015	2016	2017
Hidráulica	68,50	63,24	61,89	65,80	63,08
Gás Natural	12,08	13,73	13,68	9,76	11,16
Derivados do Petróleo	3,87	5,34	4,41	2,09	2,16
Carvão	2,59	3,11	3,24	2,94	2,76
Nuclear	2,71	2,60	2,53	2,74	2,68
Biomassa	6,96	7,62	8,16	8,51	8,40
Eólica	1,15	2,07	3,72	5,78	7,21
Outras	2,14	2,29	2,37	2,38	2,55
Total (GWh)	570.835	590.542	581.228	578.898	587.962

Fonte: Elaborada pela autora com base em EPE (2018b).

Em 2013, 68,5% da geração de energia era hidráulica, em 2014 passou para 63,24%, em 2015 61,9%, em 2016 houve um aumento para aproximadamente 66%, e em 2017 caiu para 63%, com queda de 2,63% de 2016 para 2017 (EPE, 2018b). Em 2020, segundo a ANEEL (2020), esse percentual estava em 61,04% considerando a potência instalada. A geração de energia eólica representava 1,15% da geração total de energia no Brasil em 2013. Em 2015 esse percentual subiu para 3,72%, e em 2017 atingiu 7,2%, representando um aumento de 26,5% entre 2016 e 2017 e em 2020 atingiu 8,66%. Já a energia gerada pela biomassa, em 2013 representava 6,96%, em 2015 passou para 8,15% e em 2017 foi para 8,40%, representando um aumento de 0,3% em relação a 2016 e em 2020 atingiu 8,41%. (EPE, 2018b; ANEEL, 2020).

Para a ANEEL (2008), a redução da participação das usinas hidrelétricas é devida a três fatores: necessidade da diversificação da matriz elétrica para aumentar a segurança do abastecimento; dificuldade em ofertar novos empreendimentos hidráulicos pela ausência da oferta de estudos e inventários; e o aumento de entraves jurídicos que protelam o licenciamento ambiental de usinas de fonte hídrica.

Em 2017, 63,1% de toda energia gerada no Brasil era por fonte hidráulica, 11,16% era de gás natural, 8,4% era oriunda de biomassa⁴, 7,21% de eólica, 2,76% carvão, 2,68% nuclear, 2,16% petróleo, além de outras fontes⁵. A geração de energia nuclear está estabilizada ao longo dos anos, e gás natural e petróleo apresentaram tendência de queda nos últimos anos (EPE, 2018b). Segundo a ANEEL (2020), em potência instalada em 2020, 61,04% era hídrica, 14,70% era fóssil, 8,66% eólica, 8,41% biomassa, 1,50% solar e 1,13% nuclear.

⁴ Biomassa: através de lenha, bagaço de cana e lixívia.

⁵ Outras fontes são: gás de coqueria, outras secundárias, outras não renováveis, outras renováveis e solar.

Para acompanhar o aumento contínuo do consumo de energia elétrica no Brasil, são feitos investimentos para aumentar a capacidade instalada. Todas as fontes de geração de energia, exceto nuclear, receberam investimentos para aumentar sua capacidade instalada ao longo dos anos. De 2013 para 2017, a capacidade instalada das usinas hidrelétricas aumentou 16,67%, de pequenas centrais hidrelétricas (PCH)⁶ aumentou 8,65%, de central geradora hidrelétrica (CGH) 123,31%, de usinas termelétricas o aumento foi de 13,96% e de usinas eólicas 457,81%. Em 2013 o Brasil possuía apenas 5 usinas de geração de energia solar, em 2017 esse número foi para 935. É bastante visível que as fontes alternativas estão cada vez mais sendo implantadas no Brasil, no entanto, o desafio ainda é grande dado o potencial que possui (EPE, 2018b).

Segundo a EPE (2018b), em 2017 o Brasil se encontrava como 10º maior consumidor de energia elétrica do mundo. Embora o Brasil apresentou dois anos de queda no consumo de energia elétrica, devido principalmente a desaceleração econômica, em 2017 o consumo aumentou 1,2% em relação a 2016. O consumo de energia elétrica por habitante no Brasil, ao longo dos últimos anos, está em torno de 2,5 kWh. Em publicação de 2008, a ANEEL (2008) informou que de 1970 a 2007, a tendência foi de expansão do consumo global de energia no Brasil e de 1990 a 2007, o crescimento acumulado foi de 69%, com o consumo total passando de 127,596 milhões de tep⁷ para 215,565 milhões de tep.

As regiões brasileiras, devido às grandes diferenças existentes, também apresentam geração e consumo de energia distintas. A Tabela 2 mostra a participação relativa de cada região na geração e no consumo de energia elétrica brasileira de 2013 a 2017.

Em 2017, a região Norte produzia 16,12% da energia total gerada no Brasil, a região Nordeste 16,33%, o Sudeste contribuía com 31,20%, Sul com 25,2% e Centro-Oeste com apenas 11,15%. Entre 2016 e 2017, a região Norte aumentou a geração de energia em 31,2%, já a região Sul reduziu em 13,4%.

⁶ A Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL) adota três classificações: Centrais Geradoras Hidrelétricas (com até 1 MWh de potência instalada), Pequenas Centrais Hidrelétricas (entre 1,1 MWh e 30 MWh de potência instalada) e Usina Hidrelétrica de Energia (UHE, com mais de 30 MWh) (ANEEL, 2008).

⁷ Tep: toneladas equivalentes de petróleo.

Tabela 2- Participação percentual das regiões brasileiras na geração e consumo de energia elétrica de 2013 a 2017

Região	2013	2014	2015	2016	2017
Geração de energia					
Norte	12,57	13,67	14,99	12,47	16,12
Nordeste	14,00	16,33	16,22	16,08	16,33
Sudeste	33,88	30,69	28,95	31,17	31,20
Sul	27,44	27,48	28,68	29,58	25,20
Centro-Oeste	12,11	11,83	11,16	10,70	11,15
Consumo de energia					
Norte	6,52	6,82	7,24	7,42	7,39
Nordeste	17,21	17,00	17,00	17,22	17,07
Sudeste	51,84	51,07	50,63	50,02	49,77
Sul	17,36	17,86	17,65	17,85	18,19
Centro-Oeste	7,07	7,25	7,48	7,49	7,58

Fonte: Elaborada pela autora com base em EPE (2018b).

Já com relação ao consumo de energia, a região Sudeste era líder em 2017 com 49,77% do total consumido no Brasil, seguido da Sul com 18,19%, Nordeste com 17,07%, e Centro-Oeste e Norte, com 7,58% e 7,39% respectivamente. As regiões que mais aumentaram o consumo de energia de 2016 para 2017 foram Sul e Centro-Oeste, com 3,1% e 2,4% respectivamente. Com relação ao consumo de energia por habitante, a região Sul, em 2017, estava em torno de 2,86 kWh, na região Sudeste 2,66 kWh, no Centro-Oeste 2,22 kWh, no Norte 1,91 kWh e no Nordeste 1,39 kWh. Esse fato reflete a atividade econômica e a capacidade produtiva dos habitantes dessas regiões (EPE, 2018b). A região Sul aumentou o seu consumo de energia de 2013 para 2014, reduziu até 2016, voltando a aumentar em 2017, reflexo da situação vivenciada pela economia brasileira no período.

Dentre os estados brasileiros, o estado do Paraná foi o maior gerador de energia por muitos anos. A Tabela 3 apresenta a participação do Paraná na geração e no consumo de energia elétrica frente ao Brasil e a região Sul de 2013 a 2017.

Tabela 3- Participação percentual do estado do Paraná na geração e consumo de energia elétrica de 2013 a 2017

Paraná	2013	2014	2015	2016	2017
Geração de energia					
Relação Brasil	18,15	16,74	17,10	18,98	16,47
Relação região Sul	66,14	60,89	59,62	64,17	65,33
Consumo de energia					
Relação Brasil	8,62	6,40	6,41	6,41	6,58
Relação região Sul	36,11	35,99	36,35	35,91	36,15

Fonte: Elaborada pela autora com base em EPE (2018b).

De 2013 para 2017 o Paraná reduziu a geração de energia em 6,41%. Em 2013 a participação do Paraná na geração nacional de energia era 18,15%, em 2014 caiu para 16,74%, em 2015 apresentou pequeno aumento para 17,10%, em 2016 aumentou para 18,98%, reduzindo no ano seguinte para 16,47%. Em relação à região Sul, o Paraná gerava 66,14% em 2013 passando para 65,33% em 2017. Apresentou acentuada queda na participação até 2015, se recuperando desde então.

O estado do Paraná contava em 2020 com 229 empreendimentos em operação gerando 19.300.654,12 kWh de energia. Desses, 123 eram de fonte hídrica, 1 eólica, 4 fotovoltaica e 101 termelétrica. Outros estados destaques eram São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Pará. Segundo a ANEEL (2020), em 2020 o Paraná era o quarto maior estado na geração de energia elétrica do Brasil, ficando atrás apenas de São Paulo, Pará e Minas Gerais.

Dos estados da região Sul, o estado do Paraná era o que mais consumia energia em 2017, com participação de 36,15%, seguido do Rio Grande do Sul com 35,2% e Santa Catarina com 28,6%. O estado do Paraná reduziu o seu consumo de energia de 2014 para 2016 em 2,60%, voltando a aumentar em 2017 3,8%. De 2013 a 2017 o aumento no consumo foi de 5,84%. Em 2017 o Paraná foi responsável por consumir 6,58% do total de consumo de energia no Brasil, ficando atrás apenas de São Paulo, Minas Gerais e Rio de Janeiro (EPE, 2018b).

Do total de energia consumida no Brasil, grande parte vai para o setor industrial e residencial. Em 2017, 35,8% foram destinadas para o setor industrial, 28,8% foram consumidos pelas residências, 18,9% pelo comércio e 6% para o setor rural, além de outros setores. De 2014 para 2017, o consumo industrial caiu 6,53%, o residencial aumentou 1,56% e o comercial caiu 1,73%. No estado do Paraná permaneceu o mesmo padrão. Do total de energia elétrica consumida em 2017, 23,82% eram destinadas ao setor residencial, 40,36% ao setor industrial, 19,16% ao comercial e 7,69% ao setor rural, além de outros setores (EPE, 2018b).

O número de unidades consumidoras de energia no Brasil em 2013 eram 74,8 milhões, aumentando em 2017 para 82,4 milhões, uma elevação de 10,2% nesse período. Em 2017, 44,3% destes estavam na região Sudeste, 26,5% no Nordeste, 14,9% no Sul, 7,8% no Centro-Oeste e 6,6% no Norte. A maior parte das unidades consumidoras de energia eram residências, 86% em 2017, seguido de comércio com 7%, poder público com 0,7% e indústrias com 0,6%. No estado do Paraná, em 2017,

80% eram consumidores residenciais, 1,66% indústrias, 8,51% comerciais e 7,70% rurais (EPE, 2018b).

A energia elétrica é o serviço de infraestrutura mais universalizado no Brasil e o estado do Paraná é um dos estados destaques na geração e consumo de energia elétrica no Brasil. A diminuição da geração de energia elétrica via fonte hídrica e o aumento da participação das fontes alternativas de energia indicam um bom caminho a ser percorrido em busca de maior sustentabilidade ambiental.

2.3.2 Desafios e oportunidades para geração de energia elétrica por fontes alternativas

Embora o Brasil venha diversificando sua matriz energética, a grande parte ainda é gerada pelas hidrelétricas. As usinas hidrelétricas geram energia utilizando o fluxo de água que giram as turbinas. Durante o seu movimento giratório, as turbinas convertem a energia cinética (do movimento da água) em energia elétrica por meio dos geradores que produzem a eletricidade. Depois de passar pela turbina, a água é devolvida ao leito natural do rio (ANEEL, 2008).

O custo para instalação de uma usina hidrelétrica é relativamente alto, pois exige investimentos iniciais. No entanto, tem baixo custo de manutenção e vida útil acima de 100 anos. Assim, a geração de energia hidráulica apresenta muitas vantagens, mas também desvantagens (MORAIS, 2015). Segundo Vichi e Mansor (2009), para o Brasil a principal vantagem é oferta abundante do recurso hídrico. Entretanto, as suas desvantagens também são muitas, como altos custos da instalação das usinas, tempo longo para início de operação, forte impacto social e ambiental pelas inundações e dependência de regime regular de chuvas.

De acordo com Freitas e Soito (2008), a criação de usinas hidrelétricas e seus reservatórios geram vários impactos sócio-ambientais, esperados e não esperados, tais como: isolamento da população ribeirinha; ocupação irregular e desordenada do solo; conflito de uso da água; ausência de infra-estrutura; proliferação intensa de mosquitos; perdas de zonas de pesca; destruição de florestas; aparecimento de grandes cardumes nos reservatórios; morte de animais e desaparecimento de espécies; emissão de gases de efeito estufa a partir da superfície; áreas impróprias para a agricultura; abandono de lotes de terra e comercialização dos mesmos; pressão na estrutura fundiária local; destruição das relações sociais das comunidades

indígenas nas regiões; mudanças da estrutura produtiva agro-extrativista para industrial; conflitos entre pesca artesanal e comercial, entre outros.

Para Moraes (2015), a construção de usinas hidrelétricas afeta a hidrologia (vazão, alargamento e profundidade dos rios), o clima (temperatura, umidade e evaporação), a sismologia (tremores), a flora (perda de biodiversidade), a fauna (morte e migração de animais), altera as paisagens e gera erosão e assoreamento no solo.

Alguns autores, no entanto, são favoráveis a geração de energia por recurso hidráulico, principalmente quando se compara este recurso com a geração via usinas termoeletricas que usam combustíveis fósseis. Abbud e Tancredi (2010, p. 42) afirmam que “os lagos formados por hidrelétricas “jovens”, isto é, com seis a dez anos de operação, pouco contribuem para o aumento do efeito estufa, em comparação com uma usina termoeletrica de igual potência”. Além disso, segundo eles, o impacto inicial causado pela construção das usinas é reduzido fortemente ao longo do tempo, estabilizando as novas condições ambientais. Os reservatórios promovem a regulação da vazão dos rios, controlam enchentes das bacias, contribuem para produção de alimentos, para a pesca, e estimulam o turismo e o ecoturismo.

Pesquisas recentes têm mostrado que os reservatórios das usinas hidrelétricas geram emissões de metano (CH₄), dióxido de carbono (CO₂), óxido nitroso (N₂O), nitrogênio e oxigênio. A intensidade dessas emissões varia com o tempo e é influenciado pela temperatura, profundidade, intensidade dos ventos, insolação, parâmetros físico-químicos da água, composição da biomassa, etc. (SANTOS, et al. 2008).

Segundo Kishinami (2017), o setor elétrico é um grande emissor de gases de efeito estufa (GEE) em todo o mundo. De acordo com o Painel Intergovernamental de Mudanças Climáticas das Nações Unidas- IPCC, a geração de eletricidade e calor foi responsável por aproximadamente 25% das emissões globais em 2010. No Brasil, o setor elétrico foi responsável por 7% das emissões em 2014.

De acordo com a EPE (2018b), em 2013, o Brasil emitia 74,79 MtCO₂⁸ de gases do efeito estufa provenientes da geração de eletricidade. Esse número vem caindo ao longo do tempo. Em 2014 estava em 94,07 MtCO₂, em 2015 caiu para

⁸ MtCO₂: Toneladas métricas de Dióxido de Carbono. É a medida padrão utilizada para quantificar as emissões de CO₂.

89,61 MtCO₂, em 2016 para 64,44 MtCO₂ e em 2017 estava em 61,14 MtCO₂. Entre 2016 e 2017 as emissões de gases de efeito estufa caíram 5,1% na geração elétrica no país. Um dos motivos dessa queda é o maior incentivo que vem sendo dado em anos recentes às fontes de energia limpas e renováveis como eólica, solar e biomassa.

No estado do Paraná, por outro lado, segundo estudo de Sanquetta et al. (2017), as emissões de dióxido de carbono (CO₂) associadas ao consumo de energia elétrica aumentaram de 1,3 milhão de toneladas de CO₂ equivalente (CO₂e) em 2010 para 4,1 milhões em 2014. O aumento se deu, principalmente, pelo aumento da população, pelo maior consumo *per capita* de eletricidade e pelo uso mais intenso de fontes não renováveis na matriz elétrica. Grande parte dessas emissões foram oriundas do setor industrial, seguido do residencial e comercial. Além disso, o fator de emissões de dióxido de carbono estimadas para o Sistema Interconectado Nacional (SIN) aumentou de 0,0512 tCO₂e por MWh em 2010 para 0,1355 em 2014, devido, sobretudo, ao aumento da participação dos insumos fósseis e das crises hídricas do período.

Abbud e Tancredi (2010) fazem um contraponto afirmando que a redução da construção de usinas hidrelétricas no Brasil pós anos 2000 vem contribuindo para o aumento da utilização de fontes térmicas e de combustíveis fósseis, o que aumenta as emissões de gases do efeito estufa. Esses autores fazem uma crítica a esse fato e afirmam que as usinas hidrelétricas são ainda a melhor opção se comparado com usinas térmicas. Segundo eles, seria necessário fazer o cumprimento da Lei 3.824 de 1960 que prevê a destoca e a limpeza dos lagos artificiais ou das represas antes da construção das usinas. Essa seria uma boa medida para reduzir as emissões de gases do efeito estufa do setor elétrico brasileiro.

Freitas e Soito (2008) apontam que a geração de energia elétrica no Brasil é extremamente dependente dos regimes hidrológicos das bacias hidrográficas. Existe um desequilíbrio regional na disponibilidade de água. Na região Nordeste há secas recorrentes, na região Sudeste há degradação dos solos e rios devido à poluição industrial e urbana, e na região Sul a produção animal e agrícola polui águas superficiais e subterrâneas. A geração de energia elétrica é bastante vulnerável às mudanças climáticas e os impactos dessas mudanças não são distribuídos de forma homogênea entre as regiões e estados brasileiros.

As principais bacias hidrográficas do Brasil são: rio São Francisco, rio Paraná e bacia Amazônica. O rio São Francisco é de extrema importância para a região Nordeste. Ele é utilizado, sobretudo, para atendimento das demandas de uso como irrigação para produção de alimentos e abastecimento de água para fins de consumo humano. As alterações nos regimes de chuva aumentam os conflitos pela demanda de água nessa região, além da queda na geração de energia, que deve ser suprida por outras fontes do sistema elétrico. Os conflitos surgem porque nessas situações, o baixo nível dos reservatórios prejudica a utilização das águas para consumo, navegação, irrigação, pesca e lazer, além de diminuir a geração de energia (FREITAS; SOITO, 2008).

A bacia do rio Paraná tem sua principal contribuição na geração de eletricidade devido a Usina Hidrelétrica de Itaipu. No entanto, nessa bacia encontra-se a maior densidade demográfica, por isso alterações no regime de chuvas também geram conflitos no uso dos recursos hídricos e do solo, afetando também os setores de transporte naval, turismo, lazer e saneamento. Já a bacia Amazônica é a maior bacia hidrográfica do mundo e é muito importante para manter a dinâmica climática brasileira. Mudanças nos regimes de chuva podem gerar impactos regionais significativos, alterando principalmente o clima, e também a geração de energia para essas regiões (FREITAS; SOITO, 2008).

Dois grandes crises hídricas afetaram o Brasil em épocas recentes, tendo reflexos também na geração e consumo de energia. A primeira entre 2001 e 2002 e a segunda entre 2014 e 2015, foram consequências da falta de chuvas, aumento da demanda de água, problemas de planejamento e infraestrutura e também de desperdícios e poluição (FARIAS; SELLITTO, 2011).

A crise hídrica e energética de 2001 e 2002 se deu, sobretudo, pelo aumento no consumo de energia não acompanhado pela geração, e também pela combinação de baixo regime de chuvas, provocando o chamado “apagão” no Brasil. Naqueles anos houve a necessidade de racionar o consumo de energia elétrica por meio de cortes programados em várias regiões. O governo, após a crise, investiu na construção de usinas para geração de energia térmica, com a justificativa de maior rapidez para a implantação do que usinas hidrelétricas. Além disso, foram promulgados várias resoluções e decretos para incentivar a geração de energia também por fontes alternativas, como a Resolução 24 de julho de 2001, que criou subsídios para a geração de energia eólica, e a Lei 10.438 de 2002 que instituiu o

Programa de Incentivos às Fontes Alternativas de Energia Elétrica- PROINFA (BARDELIN, 2004).

De acordo com Galvão e Bermann (2015), os problemas a partir de 2014 ocorreram nas usinas da região Sudeste do Brasil devido à redução do volume das chuvas. As mais afetadas foram as usinas de Ilha Solteira e Três Irmãos. Além disso, a falta de abastecimento de água afetou, entre outros, o Sistema Cantareira e Paraíba do Sul. A vazão dos rios e dos reservatórios das usinas hidrelétricas atingiu nesse período a menor marca da história. A consequência imediata foi o racionamento de água na região Metropolitana de São Paulo, mas o turismo e lazer às margens dos rios e represas também foi afetado.

Dado que a geração de energia ficava comprometida, a alternativa para o sistema elétrico era recorrer às usinas termelétricas, com custos mais elevados. Segundo Marengo et al. (2015), o preço dos alimentos e as tarifas de energia subiram. Além disso, a seca afetou também a indústria, a agricultura e o funcionamento de muitas atividades econômicas, reduzindo o PIB de vários segmentos. A crise hídrica, além de gerar maiores custos para a energia e racionamentos, gerou incerteza para as atividades econômicas no período.

As crises hídricas que o Brasil já enfrentou deixam clara a contradição existente, já que o Brasil possui elevado potencial hídrico, embora seja distribuído de maneira bastante desigual em todo o território. É necessário diversificar e ampliar a geração de energia elétrica, ampliar a rede de captação, armazenamento e distribuição de água, instalar formas alternativas para aproveitar a água das chuvas, principalmente em regiões com secas extremas como o Nordeste, e sem dúvida, fazer planejamento a médio e longo prazo (JARDIM, 2015).

Por conta desses problemas com a geração de energia por fonte hidráulica, e diante do aumento da preocupação mundial com o aquecimento global, escassez de recursos e problemas climáticos, é preciso avanços tecnológicos e investimentos na geração de fontes alternativas e renováveis, como eólica, biomassa e solar, para que essas energias ganhem cada vez mais competitividade. O poder público precisa elaborar políticas eficientes para desenvolver as fontes alternativas.

As fontes de energia ditas como alternativas são renováveis e corretas ambientalmente. Permitem a diversificação da matriz energética, redução da dependência dos combustíveis fósseis e complementação à geração de energia hidráulica (ANEEL, 2008).

O vento é uma forma de energia disponível em abundância na natureza. É resultado da movimentação do ar quente que sobe no Equador e que se desloca para as regiões polares, num movimento regular. Embora o aproveitamento dos ventos para geração de energia elétrica seja recente, a energia eólica já era aproveitada a pelo menos 3000 a.C. (FARIAS; SELKITTO, 2011).

A energia eólica é obtida da energia cinética presente nos ventos. A energia cinética de translação é transformada em energia cinética de rotação através de turbinas eólicas. Os impactos ambientais causados pelas centrais eólicas são muito pequenos, como por exemplo, ruídos provocados pelos equipamentos e pelas hélices, e impactos visuais. As áreas onde são construídos os parques eólicos ficam inaproveitadas para a agricultura, mas os proprietários podem auferir renda pelo aluguel das áreas ocupadas. O principal problema da energia eólica é que ela ainda não é competitiva, pois depende do fluxo de vento que pode ser intermitente (MORAIS, 2015).

A biomassa é qualquer matéria orgânica que possa ser transformada em energia. É uma fonte orgânica de energia gerada a partir de diversas plantas e componentes. É comum o uso de resíduos de outros produtos como bagaço da cana, palha de arroz, restos de serrarias e casca de árvores, lixo, resíduos industriais, ou ainda a plantação específica para esse fim. A transformação da biomassa em energia pode ser feita, dentre outras formas, com o uso de gaseificadores, em que a biomassa é transformada em um gás combustível. A primeira etapa desse processo envolve a secagem, depois a carbonização em que são formados os gases, e por fim, a gaseificação, onde é liberada a energia necessária pela combustão parcial dos produtos da carbonização (FARIAS; SELKITTO, 2011).

A biomassa é uma das fontes para geração de energia com maior potencial de crescimento. No entanto, a principal dificuldade ainda é a ineficiência, já que são necessários grandes volumes de matéria-prima para produção de pequenas quantidades de energia (ANEEL, 2008; FARIAS; SELKITTO, 2011).

Já a energia solar pode ser utilizada de duas formas para a produção de eletricidade. Por meio do método hidrotérmico, em que o calor é transformado em eletricidade, e por meio do fotovoltaico, em que a radiação é transformada diretamente em eletricidade. A forma mais utilizada é a fotovoltaica. Esse sistema praticamente não emite poluentes durante sua operação. O principal impacto ambiental é provocado no processo de fabricação de seus materiais e construção, e

também relacionado às áreas de implantação, mas são considerados mínimos comparando com outras fontes (MORAIS, 2015).

As usinas termoelétricas, por outro lado, geram energia a partir da queima em caldeira de óleo combustível, gás natural ou carvão. Segundo Morais (2015, p.44) “o calor produzido na queima dos combustíveis dentro da caldeira aquece a água dentro de uma rede de tubos que por sua vez produz vapor suficiente para movimentar uma turbina ligada a um gerador que produz energia elétrica”. A maior parte das usinas termoelétricas no Brasil utiliza gás natural e são complementares ao sistema hidrelétrico.

No entanto, seja por meio de óleo combustível, gás natural ou carvão, as usinas termoelétricas são responsáveis por grande emissão de poluentes além de gerar degradação do solo nas áreas de extração. Abbud e Tancredi (2010) relatam que, embora as termoelétricas não ocupem grandes áreas para sua instalação, não promovam desmatamento, nem deslocamento da população, seus custos operacionais são mais elevados, produzindo uma energia elétrica final mais cara ao consumidor.

A energia nuclear, nesse mesmo sentido, embora considerada uma fonte limpa, não é renovável. A energia é gerada pela fissão de materiais radioativos, como o urânio. Ela emite baixos volumes de gás carbônico e demais gases geradores do efeito estufa. No entanto, os rejeitos radioativos são o principal problema gerado pelas usinas. A energia gerada por usinas nucleares recebe cada vez menos investimentos dado que são necessários altos custos de instalação, tecnologia de ponta e mão-de-obra qualificada (FARIAS; SELLITTO, 2011).

O Brasil possui um grande potencial em fontes renováveis como a energia eólica e a solar. As regiões litorâneas do Norte e Nordeste, vale do Rio São Francisco, Sudeste do Paraná e litoral sul do Rio Grande do Sul são bastante propícios para instalação de usinas eólicas. O Brasil tem um volume de ventos duas vezes maior que a média mundial e baixa oscilação da velocidade. Além disso, a velocidade dos ventos é maior nos períodos de estiagem, podendo ser melhor aproveitado para suprir a queda de energia pela fonte hídrica (CEPEL, 2002; ANEEL, 2008).

Ademais, o Brasil é favorecido em termos de radiação solar, pois possui variação de radiação entre 8 e 22 megajoules por metro quadrado durante o dia e menores variações nos meses de maio à julho, com cerca de 8 a 18 megajoules por metro quadrado. A irradiação solar no Brasil é aproximadamente o dobro da média

mundial. Destaca-se nesse cenário a região Nordeste e outras regiões como o vale do rio São Francisco na Bahia e as divisas dos estados de São Paulo, Paraná e Mato Grosso do Sul (CEPEL, 2002; ANEEL, 2008).

De acordo com pesquisa de Tiepolo et al. (2018), o estado do Paraná apresenta bons índices de irradiação solar, com destaque para a mesorregião Noroeste, que apresentou a maior média anual e menor variabilidade da irradiação global. Os altos índices de irradiação encontrados em toda a região Norte e em direção ao Oeste do estado fazem com que a média do estado seja bastante elevada, superior a grande parte dos países europeus como Alemanha, Reino Unido e França.

O Brasil também tem potencial para crescimento da energia gerada pela biomassa, principalmente pela cana-de-açúcar, já que o bagaço e a palha já são utilizados como fonte de energia. O volume já produzido de cana e o potencial de crescimento permitem demanda crescente para etanol e resíduos para produção de energia. Os estados de São Paulo, Minas Gerais e Paraná são destaques na produção de cana. Além disso, o período de safra da cana coincide com o período de estiagem na região Sudeste, onde estão as principais hidrelétricas do país. A energia elétrica gerada pela biomassa nesse período pode permitir auxílio na preservação dos reservatórios das usinas (ANEEL, 2008).

As crises do petróleo da década de 1970 provocaram uma série de mudanças dos governos e agências internacionais no sentido de diversificação das bases energéticas usando fontes alternativas. A partir daí, principalmente a energia eólica começou a ser incentivada (FARIAS; SELLITTO, 2011). De acordo com Moraes (2015), grande parte dos países desenvolvidos já esgotou sua capacidade de recursos hidrelétricos. A tendência é que a utilização das fontes renováveis seja intensificada no mundo todo. Países europeus são destaques em políticas governamentais que incentivam a exploração de energias renováveis.

As energias alternativas merecem ganhar mais atenção dos formuladores de políticas em busca de maior sustentabilidade ambiental já que o Brasil, assim como o estado do Paraná, possuem elevado potencial para desenvolvimento dessas fontes mais limpas de energia.

2.3.3 Políticas públicas e leis de incentivo as fontes de energia alternativas

O primeiro instrumento legal de incentivo às fontes alternativas de energia no Brasil foi o PROINFA (Programa de Incentivo a Fontes Alternativas de Energia) instituído pela Lei 10.438 de 2002. O objetivo principal era aumentar a participação de usinas de energia eólica, biomassa e pequenas fontes hidrelétricas na matriz de energia elétrica (BRASIL, 2002). Para Morais (2015), esse programa funcionou como um instrumento para complementar a necessidade de eletricidade não atingida pela geração hidrelétrica.

No programa estavam previstos a implantação de 144 usinas até o ano de 2004, um adicional total de 3.299,40 MWh à capacidade instalada brasileira. Esse número correspondia a 63 pequenas usinas hidrelétricas, 54 parques eólicos e 27 usinas de biomassa. Entretanto, o programa não conseguiu atingir os objetivos até a data prevista à época (FRANCISCO, 2012).

Nesse programa também foi criado a chamada Conta de Desenvolvimento Energético- CDE, cujo objetivo era promover o desenvolvimento energético, ampliar o acesso à energia elétrica para os consumidores, desenvolver a rede de gás, e garantir preços competitivos para as fontes alternativas de energia. Além disso, instituiu descontos na tarifa de distribuição e transmissão para as usinas com menos de 30 MWh de energia geradas (BRASIL, 2002).

Outro programa foi o Luz Para Todos, criado em 2003 pelo Ministério de Minas e Energia, por meio do Decreto 4.873. Esse programa tinha por objetivo universalizar o acesso e o uso de energia elétrica até o ano de 2010 e levar energia elétrica para a população que residia no interior do país e que ainda não possuía acesso (BRASIL, 2003). O programa se orientava por meio de três iniciativas: ampliação das redes de distribuição, implantação de sistemas de geração descentralizada com redes isoladas e sistemas de geração individuais (MORAIS, 2015).

Os recursos para aplicação no programa foram oriundos do CDE, da Reserva Global de Reversão- RGR, dos agentes do setor elétrico, e da participação dos estados e municípios. As prioridades foram: municípios com índice de atendimento inferior a oitenta e cinco por cento; projetos de eletrificação rural que beneficiassem populações atingidas por barragens; projetos de eletrificação rural que fomentassem

o desenvolvimento local integrado; projetos de eletrificação rural em escolas públicas, postos de saúde e poços de abastecimento de água; projetos de eletrificação rural que visassem atender assentamentos rurais; e projetos de eletrificação para o desenvolvimento da agricultura familiar (BRASIL, 2003). No programa foram instalados diversos sistemas fotovoltaicos em vários estados, como por exemplo, no estado da Bahia (MORAIS, 2015).

Desde 2006, o programa fez 3.389 mil ligações novas de energia no Brasil, distribuídas nas várias regiões e atendeu aproximadamente 16,2 milhões de pessoas. Do total de ligações, 49,78% foram feitas na região Nordeste, 22,45% na região Norte, 14,84% na região Sudeste, 6,55% na região Centro-Oeste, e 6,38% na região Sul. De 2006 até 2017 reduziu o número de novas ligações de maneira gradativa, enquanto em 2006 foram feitas 590 mil, em 2017 apenas 57 mil, sendo 27 mil destas no Norte, 26 mil no Nordeste e 3 mil no Centro-Oeste (EPE, 2018b).

Em 2004, o Decreto 5.163 impôs a exigência de obtenção de licença ambiental antes das licitações de novas hidrelétricas no Brasil (BRASIL, 2004a). Essa medida acabou gerando desincentivo a novos empreendimentos hidráulicos. Segundo Abbud e Tancredi (2010), o governo passou a ter mais controle sobre as diversas atribuições e funções da ANEEL e maior poder sobre o setor elétrico. No entanto, a demora para novos empreendimentos hidrelétricos acabou, inevitavelmente, por aumentar a participação de usinas térmicas na geração de energia elétrica, já que essas eram facilmente licenciadas. As usinas hidrelétricas que entraram em operação entre 2003 e 2008 foram as que haviam sido leiloadas até julho de 2002 e as hidrelétricas licitadas a partir de 2003 foram a maioria a fio d'água ou com pouca capacidade de reservação. Muitas ONGs, ambientalistas e movimentos sociais mobilizaram a imprensa e a opinião pública contra a construção de usinas hidrelétricas que utilizem reservatórios de água. No entanto, esse decreto gerou muita discussão principalmente de movimentos de opinião contrária a este. Apenas em 2009 o IBAMA lançou uma Instrução Normativa restringindo a licença ambiental para usinas termoelétricas.

Em 2004 também a Lei 10.848 criou o Leilão de Energia de Reserva para aumentar a segurança do fornecimento de energia, contratando uma capacidade extra. Essa lei também previu a participação de fontes alternativas nas licitações para suprimento das distribuidoras atendidas pelo Sistema Interligado Nacional- SIN e permitiu que essas empresas adquirissem energia elétrica proveniente de geração

distribuída (BRASIL, 2004b; MORAIS, 2015). Já em 2008 o Decreto 6.353 instituiu que a energia de reserva seria comprada através de leilões de energia, permitindo a incorporação de fontes de energias alternativas (BRASIL, 2008). Em 2008 também foi realizado o primeiro leilão de biomassa (ANEEL, 2008). Já em 2009, a Lei 11.977 que dispôs sobre o Programa Minha Casa Minha Vida autorizou o custeio, no âmbito do programa, da aquisição e instalação de equipamentos de energia solar (BRASIL, 2009).

Em 2007 foi criado o PAC- Programa de Aceleração Econômica com previsão de investimentos em infraestrutura em vários eixos no valor de 657,4 bilhões até 2010. Esse programa contou com investimentos no setor elétrico para evitar apagões e novos problemas. Dentre as obras previstas estavam as hidrelétricas de Santo Antônio, Jirau, e Belo Monte (BRASIL, 2012). Houve investimentos em empreendimentos na bacia do rio Amazonas, no rio Madeira, na bacia do rio Tapajós e na bacia do rio Xingu onde havia potencial hidrelétrico a ser explorado (MORAIS, 2015). O PAC também teve como objetivo interligar alguns sistemas de energia isolados no Brasil ao SIN, como, por exemplo, interligar a usina hidrelétrica de Tucuruí (PA) a Macapá e Manaus (ANEEL, 2008).

O PAC iniciou vários empreendimentos em usinas termoelétricas e exploração de petróleo, gasodutos e transporte de gás natural. No segmento de proteção ambiental e sustentabilidade, apenas houve investimentos em combustíveis renováveis como álcooldutos e refinarias. Estavam previstos 13,3 bilhões de reais na construção de mais de 100 usinas de etanol e biodiesel e outros 4,1 bilhões na construção de dois álcooldutos: um entre Senador Canedo (GO) e São Sebastião (SP) e outro entre Cuiabá (MT) e Paranaguá (PR). Essas ações contribuíram para estimular a produção de biomassa no país. Mas em termos de geração de energia por outras fontes alternativas, praticamente não houve investidas (BRASIL, 2012).

O programa PAC foi elaborado em 3 edições. O PAC 1 do período de 2007 a 2010, o PAC 2 de 2011 a 2014 e o PAC 3 de 2015 a 2018. No PAC 2 estavam previstos 1,104 trilhões para serem investidos no período 2011-2014. Foram feitas mais de 5 mil km de rodovias, mais de mil km de ferrovias, 30 empreendimentos em portos brasileiros e mais de 538 mil ligações de energia elétrica para pessoas do campo, em assentamentos da reforma agrária, aldeias indígenas, comunidades quilombolas e ribeirinhas, entre outros investimentos em saneamento, água, etc. (BRASIL, 2014).

No eixo de energia, o PAC 2 incluiu 15.908 MWh no parque gerador brasileiro. As usinas hidrelétricas de Santo Antônio e Jirau do estado de Rondônia entraram em operação nesse período. O Sistema Interligado Nacional foi expandido com 51 linhas de transmissão, totalizando 15.312 km de extensão e 52 subestações. Foram totalmente concluídos projetos de interligação, como o da Interligação Madeira e a Interligação Tucuruí-Macapá-Manaus, instaladas 108 usinas eólicas entre os estados da Bahia, Ceará, Rio Grande do Norte, Rio Grande do Sul, entre outros, e 32 usinas térmicas a biomassa entre os estados de Alagoas, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, entre outros. Além disso, foram feitos 28 empreendimentos para exploração e produção de petróleo e gás, 21 empreendimentos para refino e petroquímica, 11 obras para fertilizantes e gás natural, 3 empreendimentos para combustíveis renováveis. Estavam em construção no período 8 hidrelétricas, 3 termoelétricas, 89 usinas eólicas e 4 pequenas centrais hidrelétricas (BRASIL, 2014).

O PAC 3 estimou investimentos na ordem de 603 bilhões de reais. No eixo de geração e transmissão de energia elétrica entraram em operação 21.804 MWh até junho de 2018 e 15 unidades geradoras na UHE Belo Monte. Foi concluído a UHE São Manoel, 275 usinas de energia eólica entre os estados do Rio Grande do Norte, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Sul, e 8 usinas fotovoltaicas nos estados da Bahia, São Paulo, Piauí e Minas Gerais. Além disso, foram instalados 11.928 quilômetros de linhas de transmissão e 18.029 MWh de capacidade de transformação de energia em subestações (BRASIL, 2018).

Embora as versões do PAC tenham contribuído para vários empreendimentos no setor de energias alternativas, surgiram muitos problemas e críticas, principalmente no atraso das obras, na paralisação de muitas delas e nos casos de corrupção.

Em 2019, o Ministério da Economia, no governo de Jair Bolsonaro, lançou um programa chamado Pró-Infra. Esse programa pretendeu investir em infraestrutura para gerar crescimento econômico com apoio privado. O objetivo (BRASIL, 2019a, p. 4) foi:

[...] permitir que o Brasil avance dez posições no pilar de “infraestrutura” do Global Competitiveness Report, publicado pelo Fórum Econômico Mundial, passando da atual classificação (81ª) para a 71ª posição ao final de 2022, construindo as fundações necessárias para que, até 2040, o Brasil possa figurar entre as 20 primeiras colocações.

Este projeto contou com três principais eixos: a) reduzir a participação do governo em projetos de infraestrutura; b) desenhar mercados setoriais que permitam o irrestrito investimento privado; e c) análise de projetos e planejamento de longo prazo. Dentro do primeiro eixo uma ação seria a desconcentração do estoque do PAC e interrupção do fluxo de novos projetos; no segundo eixo, redução dos subsídios e encargos na tarifa de energia elétrica; e no terceiro, criação da metodologia de priorização de projetos por critérios econômicos. As metas para o estoque de infraestrutura ligadas ao setor de energia elétrica foram as maiores e a previsão de investimentos totais seria aproximadamente 143 bilhões e no setor de energia elétrica 52 bilhões. Porém, não houve menção no plano do programa projetos e investimentos para fontes alternativas, apenas para construção de hidrelétricas (BRASIL, 2019a).

Em meados de 2019, o novo governo brasileiro lançou também o Plano Plurianual para o exercício 2020/2023 com slogan “Planejar, Priorizar e Avançar”. Nesse plano, as áreas definidas como prioritárias foram: infraestrutura, defesa, segurança pública, recursos hídricos, saúde e educação infantil. Entre os projetos prioritários estavam: Programa Nuclear da Marinha, Integração do Rio São Francisco com as Bacias do Nordeste Setentrional (Eixo Leste) e Projeto de Integração do Rio São Francisco com Bacias Hidrográficas do Nordeste Setentrional (BRASIL, 2019b).

No Plano Plurianual 2020/2013 foram elaborados 6 eixos de atuação estratégica, dentre eles o eixo ambiental e o eixo de infraestrutura. No eixo ambiental o objetivo foi “garantir a sustentabilidade dos recursos naturais, conciliando o progresso econômico com a preservação do meio ambiente”. Já no eixo de infraestrutura, o objetivo foi “destravar os gargalos logísticos do país e prover as condições essenciais de transporte, energia e mineração, priorizando investimentos públicos de forte impacto regional e local” (BRASIL, 2019b, p. 26-27). No eixo ambiental estavam previstos gastos no montante de 139,8 milhões e no eixo de infraestrutura 384,2 milhões, totalizando no plano 6,8 trilhões de reais.

Dentre os programas para o eixo ambiental, estavam: Agropecuária Sustentável, Mudança do Clima e Conservação e Uso Sustentável da Biodiversidade e dos Recursos Naturais. As políticas públicas e as ações do programa Mudança de Clima procuravam fomentar a redução das emissões de gases de efeito estufa (GEE), promovendo mudanças que envolvem a melhoria da qualidade do ar, do tratamento de resíduos e da qualidade de vida da população. O investimento nesse programa

estava previsto em 1.1 milhões, apenas 0,79% do total investido no eixo ambiental. No eixo de infraestrutura estavam o programa Energia Elétrica e Petróleo, Gás, Derivados e Biocombustíveis. Em relação ao setor elétrico, o objetivo exposto no plano era o suprimento de energia dado a demanda crescente do setor produtivo e do consumo privado por meio de iniciativas ao uso de fontes alternativas de energia. O programa de Energia previu um investimento de 27,4 milhões, 7,13% do total do eixo de infraestrutura, para adicionar ao sistema um total de 10.710 MWh de energia elétrica, com destaque, à adição de 5.744 MWh de fonte térmica e a inserção de 2.413 MWh a partir de fonte eólica e 1.335 MWh a partir da fonte fotovoltaica. Além disso, o programa planeja a implantação de 26.000 km de novas linhas de transmissão, com destaque para as linhas Xingu/Serra Pelada/Miracema e Miracema/Gilbués/Barreiras (BRASIL, 2019b).

Comparando os investimentos feitos ao longo dos programas PAC, o Plano Plurianual 2020/2023 apresenta redução significativa no montante a ser investido na totalidade e no eixo de infraestrutura. Um dos motivos é a desaceleração econômica e a retomada do crescimento, com foco no ajuste das contas públicas, e outro é a concepção do modelo de governança implantado pelo novo governo, baseado no apoio do setor privado e redução do setor público na economia.

De acordo com a ANEEL (2008), vem sendo criado no Brasil incentivos à produção de energia pela queima do lixo urbano e pela utilização do metano associado a dejetos de suínos, porém ainda em escala experimental. Esses projetos indicam a correta sustentabilidade ambiental, pois permitirá despoluir as cidades e os rios e também gerar energia elétrica.

Nesse sentido, segundo a ANEEL (2008, p. 87):

Em 2008, a Aneel autorizou a Companhia Paranaense de Energia Elétrica (COPEL) a implantar projeto-piloto para a compra da energia excedente produzida em pequenas propriedades rurais do Paraná a partir de dejetos de animais. Chamado Programa de Geração Distribuída com Saneamento Ambiental, ele permitirá a utilização do material orgânico resultante da criação de suínos, evitando o seu lançamento em rios e em reservatórios como o da usina hidrelétrica de Itaipu. Os resíduos serão transformados, por meio de biodigestores, em biogás, combustível usado na produção de energia elétrica. Por decisão da Aneel, a potência instalada máxima dos empreendimentos incluídos no programa será de 300 kVA (quilovolt-ampere), que equivale a 270 quilowatts (kWh). Esta potência é suficiente para abastecer 60 unidades consumidoras residenciais com consumo mensal médio de 150 kWh.

Além das fontes de energia renováveis, o estímulo ao uso eficiente dos recursos é uma maneira de conter a expansão do consumo sem comprometer

qualidade de vida e desenvolvimento econômico. No Brasil, segundo a ANEEL (2008), esse estímulo tem sido feito desde 1985, quando o Ministério de Minas e Energia (MME) criou o Procel- Programa Nacional de Conservação de Energia Elétrica, coordenado pela Eletrobrás. Entre as ações desse programa estão atividades educativas da população e investimentos em equipamentos e instalações. As ações educativas são feitas pela publicação e distribuição de manuais para orientar os consumidores. Além disso, o Procel também desenvolveu programa pedagógico junto às escolas do ensino fundamental e iniciou projetos e cursos técnicos, com o objetivo de formar profissionais com competência específica em eficiência energética.

Outros mecanismos feitos no Brasil com intuito de estimular a eficiência no uso de energia foram: selo Procel, lançado em 1993, concedido anualmente para reconhecer a excelência energética do equipamento em relação aos demais disponíveis; doação de lâmpadas eficientes para uso da população; e, em menor escala, a substituição de geladeiras antigas por modelos mais novos junto à população de baixa renda durante programas de regularização das ligações clandestinas (ANEEL, 2008).

Especificamente no estado do Paraná, o Decreto 11.671 de julho de 2014 instituiu o Programa Paranaense de Energias Renováveis cujo objetivo era promover e incentivar a produção e o consumo de energia a partir de fontes renováveis, em especial a biomassa, a eólica e a solar. Esse Programa foi alterado pelo Decreto 8.673 de janeiro de 2018 que especificou que o Fomento Paraná e o Banco de Desenvolvimento do Extremo Sul- BRDE seriam agentes parceiros oferecendo linhas específicas de financiamento para os empreendimentos de geração, transporte, transmissão e consumo de energia renovável (PARANÁ, 2014, 2018a).

Em novembro de 2018 foi publicado o Decreto 11.538 que tratou sobre a criação do Projeto *Smart Energy* Paraná. O projeto *Smart Energy* buscou a organização e a centralização de ações de curto, médio e longo prazo no setor de geração de energia por fontes renováveis e sua conexão às redes inteligentes, além de fomentar instrumentos que possibilitem às instituições públicas e privadas a adotarem estratégias comuns para pesquisa, produção, comercialização, uso e disseminação de novas tecnologias (PARANÁ, 2018b).

Ainda em 2018, a Lei 19.595 de 12 de julho instituiu benefícios para incentivar o aproveitamento de energia elétrica produzida por microgeradores e

minigeradores de energia distribuída no estado do Paraná. Esta lei isentou de ICMS o excedente da microgeração de energias renováveis. O Paraná aderiu ao convênio do Conselho Nacional de Política Fazendária- Confaz concordando em não cobrar a alíquota de 29% de quem gera mais energia do que precisa e devolve ao sistema elétrico, mas condicionou o incentivo ao prazo de 48 meses (PARANÁ, 2018c).

Além desses projetos e leis de iniciativa pública, a empresa privada Enerbios Consultoria em Energias Renováveis e Meio Ambiente, que tem sede em Curitiba, em parceria com a Enercons e Innovent lançaram o projeto “Complexo de Geração Eólica Palmas II”, com investimento previsto de 1,2 bilhão no município de Palmas, região Sudoeste do Paraná. Será a segunda usina eólica instalada no município de Palmas com potência quase 80 vezes maior ao primeiro parque construído pela COPEL em 1999, até então, o único parque eólico do Sul do País. O empreendimento prevê oito parques eólicos, sendo eles Campo Alegre, Pederneiras, Santa Cruz, Santa Maria, São Francisco, Taipinha, Tradição e Tradição Piloto, que deverão estar interligados à subestação de Palmas, através de linha de transmissão de 28 quilômetros, com traçado previsto para faixa de domínio da PRC-280 (ENERCONS, 2020).

Diante do aumento da preocupação mundial com o aquecimento global, escassez de recursos, crises energéticas e problemas climáticos, é necessário o desenvolvimento de fontes alternativas e renováveis para geração de energia. No caso brasileiro, soma-se a necessidade de reduzir a dependência da geração de energia hidrelétrica, haja vista os altos custos de instalação, impactos ambientais e problemas estruturais.

Percebeu-se que até 2018 os investimentos feitos pelo PAC foram bastante expressivos no que diz respeito ao incentivo às fontes alternativas de energia. Porém, o Plano Plurianual elaborado em 2019 com vigência para 2020/2023 apresentou redução significativa do montante a ser investido. No caso paranaense, o governo vem se esforçando para combinar esforços com a iniciativa privada para promover projetos que busquem incentivar as fontes alternativas de energia. Salienta-se a necessidade da continuidade dos investimentos em fontes mais corretas ambientalmente já que a demanda por energia é crescente e é necessário desenvolvimento mais sustentável para os próximos anos.

CAPÍTULO III

3. EVIDÊNCIA TEÓRICA E EMPÍRICA

Este capítulo apresenta uma revisão geral da literatura sobre consumo de energia elétrica e uma revisão teórica da curva de Kuznets e convergência. Traz também os principais trabalhos sobre esses temas aplicados especificamente à energia elétrica.

3.1 CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

A energia elétrica é um insumo essencial para a maioria das atividades econômicas. As atividades industriais, comerciais, o setor de serviços e todos os demais setores da economia são extremamente dependentes da energia elétrica. O bem estar das pessoas está intimamente relacionado com a capacidade de adquirir bens e serviços e utilizá-los por meio do consumo de energia. A falta de produto substituto faz da energia elétrica recurso indispensável à vida humana. Apresenta características bens específicas, não pode ser armazenada ao longo do tempo e deve ser produzida conforme a quantidade consumida.

A energia elétrica não é um bem consumido de forma direta, mas através de equipamentos elétricos. Segundo Kahrl e Roland-Holst (2008), os serviços de energia são incorporados em todos os bens e serviços através do consumo de energia direta e indireta. O consumo direto de energia refere-se a energia usada diretamente no processo de produção de um bem ou serviço. O consumo de energia indireta refere-se à energia incorporada em bens e serviços intermediários utilizados ao longo de um processo de produção.

Variáveis econômicas como renda, preço da energia, estoques de equipamentos e sua taxa de utilização determinam a demanda primária de energia. Já o estoque de equipamentos em função da renda esperada, da população, dos preços esperados de energia e do número de domicílios são os determinantes secundários (GOMES, 2010). Para Said e Hammami (2015), existe uma falta de consenso sobre a relação entre energia e emprego, mas segundo eles, o emprego afeta significativamente o consumo de energia.

Nas residências familiares, o consumo de energia elétrica é essencial para aquecimento de água, preparação e armazenamento de alimentos, entretenimento, higiene básica, segurança, etc. A demanda de energia residencial, nesse sentido, é influenciada pelo preço cobrado pela energia, pela renda do consumidor, pela estrutura residencial, além de características de clima e demografia e perfil dos consumidores. Alterações nos padrões de renda alteram o orçamento das pessoas e a demanda por bens que são dependentes de energia, alterando também a sua demanda (GOMES, 2010).

Para Mattos e Lima (2005), a renda influencia o consumo de energia elétrica de maneira positiva. Mantendo-se as demais variáveis constantes, o aumento da renda muda a restrição orçamentária dos consumidores, permitindo-lhes maior consumo de bens, que por sua vez, exigem maior uso de energia.

Nas atividades econômicas industriais e comerciais, além de outras atividades, o consumo de energia elétrica é necessário para a produção de bens e serviços. O consumo de energia depende do volume de produção, da quantidade de trabalhadores produzindo, do nível de demanda das empresas, do grau de utilização de energia das máquinas e de outras infinidades de variáveis relacionadas. Essas atividades são extremamente dependentes do consumo de energia elétrica.

De acordo com Hao e Peng (2017) e Mi et al. (2015), o consumo de energia é notavelmente afetado pela estrutura produtiva. A atividade de produção no setor industrial utiliza uma quantidade elevada de energia, ao passo que o setor de serviços exige menor grau de dependência de energia e pode criar maior valor agregado com menos energia. A estrutura industrial tem um impacto significativo no consumo de energia elétrica e na emissão de dióxido de carbono. Para Du, Wei e Cai (2012), a indústria pesada consome mais energia do que a indústria leve, portanto, emite também mais poluentes.

Hao et al. (2016) apontam que, em âmbito macroeconômico, a densidade populacional e a taxa de urbanização são relevantes para o consumo de energia pois são considerados fatores influentes da qualidade ambiental. Hao e Peng (2017) afirmam, por outro lado, que a correlação entre densidade populacional e consumo de energia elétrica *per capita* não é totalmente determinada. Ela pode ter influência positiva no consumo de energia porque frequentemente regiões com elevada densidade populacional apresentam alto consumo de energia. Mas pode ter influência negativa pois a alta densidade populacional permite uso de energia de forma mais

eficiente e intensiva. Said e Hammami (2015) apontam que o envelhecimento acentuado da população leva a uma redução no uso de energia, embora o aumento da participação de idosos leva a uma mudança no consumo em direção a um conjunto de bens e serviços mais intensivos em energia.

Além disso, segundo Hao e Peng (2017), o consumo de energia elétrica *per capita* tem relação com o PIB *per capita*. Países, estados, municípios ou regiões com PIB mais elevado tendem a consumir mais produtos e serviços, gerando impacto no consumo de energia. Por outro lado, a melhoria no PIB *per capita* e o progresso da sociedade faz com que as novas tecnologias de economia de energia atinjam uso generalizado, e os produtos ecologicamente corretos que consomem menos energia ganhem mais popularidade.

Além desses elementos, Du, Wei e Cai (2012) apontam que o grau de abertura comercial, medido pela razão entre a soma das exportações e importações pelo PIB, reflete a importância do comércio exterior de uma localidade e pode ter efeitos positivos e negativos sobre o consumo de energia elétrica. Para Hao e Peng (2017, p. 36):

“Os produtos de importação e exportação contêm uma grande quantidade de consumo de energia indireta, e o comércio externo pode eventualmente afetar o consumo de energia, influenciando o crescimento econômico de um país, as mudanças em sua estrutura industrial e a absorção de tecnologia avançada estrangeira”.

Nasreen e Anwar (2014) apontam que o rápido crescimento populacional, o desenvolvimento tecnológico e a expansão do comércio aumentaram a demanda pelo consumo de energia elétrica nas décadas recentes. Para eles, a abertura comercial é um componente essencial do crescimento econômico e o aumento do comércio internacional aumenta as atividades econômicas e a demanda energética. Por outro lado, o consumo de energia é um importante insumo na expansão do comércio e o consumo adequado de energia é essencial para expandir as exportações e importações.

O consumo de energia elétrica, pelo papel significativo que tem, influencia diretamente o crescimento econômico. Por outro lado, o consumo de energia elétrica está estreitamente ligado com a degradação ambiental, haja vista que a geração e o seu consumo contribuem para emissão de poluentes e geram impactos ao meio ambiente. De forma direta ou indireta, o consumo de energia está associada a poluição e degradação ambiental. Segundo Said e Hammami (2015), estimativas de

longo prazo indicam que existe uma associação positiva estatisticamente significativa entre consumo de energia e emissões de poluentes.

O consumo de energia elétrica possivelmente também é afetado pelo espaço geográfico. Como os agentes econômicos se movem no espaço, as pessoas podem morar em um lugar, trabalhar em outro, e se deslocar facilmente. Regiões próximas umas das outras tendem a ser mais integradas economicamente e socialmente, de modo que pode ocorrer difusão no consumo de energia.

A análise espacial e os determinantes do consumo de energia elétrica no cenário brasileiro, principalmente para estados ou municípios, são temas ainda pouco explorados pela literatura nacional. Foi identificado apenas o trabalho de Santiago e Souza (2008) com análise espacial para o estado de Minas Gerais, porém com abordagem *cross-section* apenas para o ano de 2004. Entretanto, existem alguns trabalhos na literatura com várias abordagens. O Quadro 1 apresenta alguns desses.

Quadro 1- Estudos sobre energia elétrica no Brasil

Referência	Tema e Discussões
Schmidt e Lima (2004)	Estimaram por cointegração as elasticidades preço e renda de longo prazo da demanda por energia elétrica residencial, comercial e industrial no Brasil de 1969 a 1999. A elasticidade-preço de longo prazo da demanda residencial foi de -0,085, da demanda comercial foi de -0,174 e industrial foi de -0,129. Já a elasticidade-renda de longo prazo da demanda residencial foi 0,539, da comercial 0,636, e industrial de 1,718.
Mattos e Lima (2005)	Estimaram a demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais no período de 1970 a 2002. Concluíram que a demanda de energia era mais sensível a variações na renda que no preço da energia elétrica, embora tanto a elasticidade-renda quanto a elasticidade-preço se mostraram inferiores à unidade.
Santiago e Souza (2008)	Analisaram o consumo industrial de energia elétrica nos 853 municípios do estado de Minas Gerais para o ano de 2004. Utilizaram análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e econometria espacial. Encontraram que o consumo industrial de energia elétrica é distribuído de forma não aleatória e encontraram <i>cluster</i> ALTO-ALTO em municípios situados no Triângulo Mineiro e na Região Metropolitana de Belo Horizonte. As variáveis consumidores industriais, PIB e exportações médias explicaram o consumo industrial em Minas Gerais.
Gomes (2010)	Estimou a elasticidade-preço e renda da demanda de energia elétrica residencial no Brasil utilizando dados em painel de 63 distribuidoras de energia elétrica de 1999 a 2006. Encontrou que os consumidores de energia elétrica no Brasil eram inelásticos em relação ao preço e a renda.
Perobelli et al. (2010)	Utilizaram a matriz de insumo-produto para analisar a interdependência do consumo de energia elétrica para 5 regiões: Minas Gerais, Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande do Sul e restante do Brasil. Com relação aos requerimentos inter-regionais, os maiores valores foram para Minas Gerais e São Paulo. Em Minas Gerais os setores de ferro gusa e aço apresentaram o maior requerimento energético líquido intra-regional. Para São Paulo ocorreu com os setores de transportes e energético.
Silva (2011)	Fez uma análise histórica e da evolução do setor de energia elétrica no Brasil. Estimou uma função de demanda e testou a relação de longo prazo entre a expansão econômica e o consumo de energia por meio de cointegração. Encontrou que no curto prazo existia relação de causalidade que ia do PIB <i>per capita</i> para a disponibilidade de energia elétrica <i>per capita</i> . Já no longo prazo o efeito era bidirecional.
Morais (2015)	Apresentou um estudo sobre o cenário da utilização da energia elétrica no Brasil, considerando dados sobre a oferta e a demanda, bem como sobre as principais fontes envolvidas na matriz elétrica do país. Concluiu que era necessário e viável ampliar a participação das energias renováveis na matriz energética nacional, principalmente com uso das fontes eólica e solar.
Cabral, Legey e Cabral (2017)	Estimaram a demanda de eletricidade no Brasil utilizando um modelo ARIMA espacial. Evidenciaram a importância de levar em conta o espaço para as previsões pois o consumo regional de eletricidade no Brasil é espacialmente dependente, e apresenta padrão espacial de dissimilaridade entre as regiões.
Uhr, Chagas e Uhr (2017)	Fizeram estimativas de elasticidade-preço e elasticidades-renda da demanda para o consumo residencial de energia no Brasil. Usaram dados em painel para o período de 2004 a 2014 com dados estaduais. A elasticidade-preço de curto prazo variou de -0,13% a -0,18% e a de longo prazo de -0,617% a -1,472%. Já a elasticidade-renda de curto prazo variou de 0,08% a 0,12% e a de longo prazo de 0,324% a 1,095%, respectivamente.
Sanquetta et al. (2017)	Estimaram e analisaram as emissões de CO2 associadas ao consumo de energia elétrica no estado do Paraná no período 2010-2014. Em 2010 as emissões foram 1,3 milhão de toneladas de CO2 equivalente (CO2e) aumentando para 4,1 milhões em 2014. Essa elevação foi motivada pelo aumento da população, do consumo <i>per capita</i> de eletricidade e do maior fator de emissão devido ao uso mais intenso de fontes não renováveis na matriz elétrica.
Uhr, Chagas e Uhr (2019)	Identificaram as elasticidades da demanda no consumo de energia para as famílias brasileiras com dados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) para dois períodos, 1998-99 e 2008-13. Os resultados indicaram que a elasticidade-preço variou de -0,46 a -0,56 e a renda de 0,20 a 0,32. Com a análise quantílica identificaram que as bandeiras tarifárias levavam a uma redução no consumo de residências de baixa renda.

Fonte: Elaborado pela autora.

A maioria dessas pesquisas procura estimar funções de demanda microeconômicas do consumo de energia elétrica. Outros tantos fazem análises históricas sobre o setor energético brasileiro. Conforme já apontado, existem poucos trabalhos na literatura nacional sobre consumo de energia elétrica, especificamente sobre os determinantes do consumo de energia, com abordagem espacial e temporal. Existe relativa escassez de estudos mais regionalizados, uma vez que a maioria busca analisar o setor para o Brasil em sua totalidade. Também são inexistentes trabalhos aplicando as teorias de convergência e curva de Kuznets usando o consumo de energia elétrica. Nesses pontos se concentram as principais contribuições para a literatura.

3.2 CURVA DE KUZNETS

A curva de Kuznets- CK originou-se devido aos trabalhos de Simon Kuznets publicados nas décadas de 1950, 1960 e 1970 que relacionavam desigualdade de renda e níveis de renda (KUZNETS, 1955, 1973). Devido à semelhança com o padrão de desigualdade de renda da série temporal descrito por Kuznets, a análise ambiental foi chamada de curva de Kuznets Ambiental - CKA (ANDREONI, LEVINSON, 1998).

A CKA foi estudada primeiramente para alguns poluentes e sua relação com o nível de renda, principalmente aqueles que tinham efeitos considerados locais na saúde e que podiam ser tratados sem grandes despesas. Grossman e Krueger (1991) foram uns dos primeiros autores a publicarem trabalhos relacionando esses elementos. Para níveis mais baixos de renda, a emissão de poluentes tenderia a aumentar, expressando a necessidade de poluir o meio ambiente para atingir um grau elevado de crescimento econômico. Depois de atingido um nível mais elevado de renda, a emissão de poluentes poderia cair indicando maior preocupação ambiental. Sendo assim, o próprio crescimento econômico, após certo estágio, poderia ser compatível com preservação ambiental e políticas associadas a esse propósito. Entretanto, somente após um nível mais elevado de renda seria possível implantar políticas ambientais eficazes.

A CKA é vista como uma hipótese sobre degradação do meio ambiente diante de vários níveis de crescimento econômico. Para níveis de renda *per capita* relativamente baixos, um aumento da produção levaria a uma maior pressão sobre os

recursos naturais e o meio ambiente, dado que a preocupação inicial se dá em direção a um maior crescimento econômico. No entanto, depois de atingido um grau mais elevado de renda e desenvolvimento, aumentar-se-ia a preocupação com a poluição e destruição ambiental, de modo que os controles ambientais seriam maiores para reduzir a degradação ambiental (ROTHMAN, BRUYN, 1998). Essa hipótese é demonstrada por meio de uma relação em forma de “U” invertido entre crescimento de renda *per capita* e degradação ambiental ou entre poluição ambiental e crescimento econômico, conforme Figura 1.

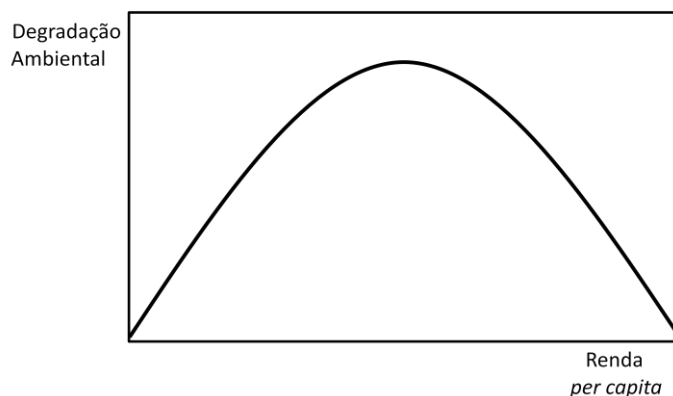


Figura 1- Representação da curva de Kuznets Ambiental

Fonte: Elaborada pela autora.

O motivo pela qual a degradação ambiental tende a diminuir após certo nível de crescimento econômico não é tão clara na literatura. No entanto, Rothman e Bruyn (1998), destacam que alguns elementos podem contribuir para isso, como: composição da produção e consumo, comércio internacional, poder e desigualdades de renda, densidade da atividade econômica, taxas de crescimento econômico, preços de energia e choques externos.

Selden e Song (1994) também apontam alguns elementos como: elasticidade-renda positiva para qualidade ambiental, alterações na composição da produção e do consumo, aumento da difusão da educação ambiental e conscientização da população, maior rigor da regulação ambiental, sistemas políticos mais abertos e incremento tecnológico.

Grossman e Krueger (1995) afirmam que, embora os recursos naturais são insumos na produção de vários bens e serviços e são usados muitas vezes sem restrição, as sociedades possuem capacidade tecnológica e de inovação que permitem conservar recursos naturais suficientes para compensar os efeitos adversos do aumento da atividade econômica. Além disso, o maior nível de prosperidade das

peças exige que seja dada mais atenção aos aspectos não econômicos e melhora nas condições de vida com maiores exigências e leis ambientais e maior conscientização ambiental.

Para Zilio e Recalde (2011), os setores mais pobres e menos desenvolvidos, no início do processo de desenvolvimento, não exigem melhorias nas condições ambientais porque estão focados na manutenção das necessidades básicas da população como nutrição, educação e saúde. No entanto, é natural pensar que quando os países atinjam um nível mais elevado de desenvolvimento, passem a exigir maior qualidade dos bens e serviços ambientais, porque aumentam a disposição de pagar em maior proporção ao crescimento da renda.

Além disso, a transição das atividades rurais para as industriais gera maior degradação ambiental. Porém, a evolução para um estágio maior de desenvolvimento proporciona mudanças para uma economia baseada em serviços, cujo setor é claramente menos poluente que o setor industrial. A evolução no processo de desenvolvimento também permite aos países mais investimentos em pesquisa e desenvolvimento, possibilitando o progresso tecnológico para substituir as tecnologias sujas por tecnologias mais limpas (ZILIO; RECALDE, 2011).

A escolha da variável para medir o impacto ambiental depende do interesse a ser explicado pelo pesquisador. Na literatura já foram utilizadas várias variáveis como taxa de desmatamento, índices de qualidade da água e ar, poluentes relacionados à produção e consumo de energia, quantidade de emissão de gases do efeito estufa como dióxido de carbono (CO_2), metano (CH_4) e óxido nitroso (N_2O), estado do regime de oxigênio nas bacias hidrográficas, contaminação fecal das bacias hidrográficas, contaminação das bacias hidrográficas por metais pesados, entre outros. Suri e Chapman (1998) argumentam a favor do uso do consumo de energia comercial primária *per capita* como um indicador geral de impacto ambiental. Segundo eles, a emissão total de poluentes (p_{ij}) associada à energia elétrica (E_{ij}) pode ser expressa por:

$$p_{ij} = \delta_{ij} E_{ij} \quad (1)$$

Em que δ_{ij} são as emissões por unidade de energia. Se tudo permanecer constante, um aumento no consumo de energia implica um aumento nas emissões de poluentes, e uma queda no consumo de energia implica uma queda nas emissões de poluentes. No entanto, o consumo de energia pode aumentar e os poluentes

diminuírem caso as tecnologias como lavadores e conversores catalíticos reduzirem os poluentes por unidade de uso de energia. Ademais, uma queda nos poluentes individuais não precisa necessariamente reduzir a poluição total relacionada ao consumo de energia. De modo geral, somente quando o consumo de energia em si for reduzido, haverá redução na poluição ambiental, dado que as tecnologias são consideradas constantes em períodos relativamente curtos.

Luzzati e Orsino (2009) também afirmaram a importância de utilizar o consumo de energia como um indicador de degradação ambiental. Para eles, o consumo de energia tem sido mal explorado no debate sobre a curva de Kuznets Ambiental e é considerado um indicador de pressão ambiental porque as interferências humanas na natureza surgem do poder que a energia dá para movimentos no espaço e extração de matérias.

Além disso, trabalhos recentes tem se preocupado em mensurar as emissões de gases causadores do efeito estufa pelo setor de energia elétrica. Um desses, o de Sanquetta et al. (2017), pesquisando justamente o estado do Paraná, estima as emissões de dióxido de carbono associados ao consumo de energia elétrica⁹.

A história mostra evidências sobre a aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia. Enquanto muitos países se industrializavam, aumentaram suas necessidades de energia exportando bens manufaturados. Assim, o crescimento da poluição ambiental foi bastante alta. No entanto, esses países, após a industrialização, conseguiram reduzir sua necessidade de energia importando bens manufaturados, contribuindo para a inclinação descendente na curva de Kuznets (SURI, CHAPMAN, 1998). Para Grossman e Krueger (1995), a poluição começa a diminuir porque esses países deixam de produzir certos bens intensivos em poluição e passam a importá-los de outros países com leis de proteção ambiental menos restritivas.

Assim como vários autores que utilizaram o consumo de energia como um indicador de degradação ambiental, reconhece-se que, por ser um indicador bastante abrangente, também tem suas limitações. No entanto, todos os indicadores, a partir do momento que tentam resumir a um número o impacto ambiental, sofrem do problema de reducionismo.

⁹ Neste trabalho, no ano de 2014, o fator de emissões de dióxido de carbono pela energia elétrica era de 0,1355 tCO₂e por MWh.

A principal crítica à hipótese da curva de Kuznets é sobre o tempo e o nível de renda necessário para que ocorra a mudança na inclinação da curva. Dessa forma, mesmo sendo verificada a existência da curva em formato de “U” invertido, o tempo necessário para que ocorra o ponto de viragem pode ser muito longo, invalidando a hipótese. Mas, contudo, o conhecimento dessa relação, e também o tempo e o nível de renda necessário para que ela ocorra, é primordial para se fazer políticas públicas e inferências a longo prazo (BRUFÃO, 2013).

Assim, neste trabalho, a hipótese da curva de Kuznets é examinada utilizando o consumo de energia elétrica *per capita* e o foco é a possível reversão da curva relacionada ao PIB *per capita*.

O consumo de energia elétrica, na literatura internacional, serve como um indicador de degradação ambiental, principalmente em países que possuem matriz energética bastante poluente. No caso dos municípios paranaenses, a aplicação da curva de Kuznets associada à energia elétrica é analisada também pela perspectiva econômica, já que a matriz energética brasileira é considerada, em sua maioria, limpa. No início o crescimento econômico exige maior consumo de energia, portanto, maior produção de energia elétrica via fontes mais poluentes como carvão e usinas nucleares. Com o tempo, ao passo que alcançam certo nível de desenvolvimento, passam a reduzir o consumo de energia haja vista a preocupação com a degradação ambiental, procurando também utilizar fontes alternativas. Além disso, inicialmente o uso intensivo de energia se dá por meio do setor industrial, enquanto a parcela da agricultura diminui. Nos estágios mais elevados de renda e desenvolvimento, a parcela da indústria começa a cair aumentando a participação do setor de serviços, menos intensivo em uso de energia.

Espera-se testar a existência dessa relação para os municípios paranaenses ao longo do período de 2002 a 2016 e verificar se estes municípios estão conseguindo, ou irão conseguir no futuro, reduzir o consumo de energia a partir do aumento do crescimento econômico e do nível de renda. Isso pode indicar uso mais eficiente dos recursos produtivos, aplicação de tecnologias com baixo consumo de energia na estrutura produtiva, conscientização da sociedade quanto ao uso racional dos insumos, entre outros elementos importantes.

Vários trabalhos na literatura nacional e internacional já testaram a hipótese da curva de Kuznets tradicional e na sua versão ambiental. Contudo, ainda não existe um consenso pleno na literatura, já que muitos autores encontram evidências

contrárias. Grossman e Krueger (1991), um dos primeiros autores a pesquisar essa hipótese em relação a questão ambiental, testaram várias medidas de poluição do ar para 42 cidades urbanas da América do Norte e confirmaram que para níveis mais elevados de renda, tende-se a reduzir a poluição.

Cole, Rayner e Bates (1997) utilizaram vários poluentes como dióxido de carbono, metano, dióxido de nitrogênio, dióxido de enxofre, consumo de energia e volumes de tráfego para testar a hipótese da CKA para vários países da OCDE, confirmando para a maioria deles. No entanto, alertaram que a reversão da poluição ambiental não é um processo automático, mas apenas em resposta a iniciativas de investimento e políticas.

Suri e Chapman (1998) testaram a CKA usando o consumo de energia elétrica comercial primária *per capita* para 33 países de 1971 a 1991 para medir a degradação ambiental. Utilizaram variáveis de controle como razão de importação de manufaturados, razão de exportação de manufaturado e abertura comercial. Confirmaram que a elasticidade da energia em relação ao PIB cai à medida que o PIB aumenta e o ponto de mudança na inclinação da curva seria em torno de um PIB *per capita* de US\$ 224.000,00. Já Harbaugh, Levinson e Wilson (2000), fazendo pequenas modificações na base de dados de Grossman e Krueger (1991), chegaram a resultados contraditórios, encontrando pouco suporte empírico para a curva de Kuznets Ambiental.

Arraes, Diniz e Diniz (2006) estimaram uma curva ambiental para diversos países do mundo por meio de dados em painel, desde 1980 a 2000. Encontraram evidências para curvas com formato cúbico, indicando que o fenômeno pode ser cíclico. Rocha, Khan e Lima (2013) usaram uma amostra de 103 países de 1960 a 2000 para verificar a relação entre produtividade total dos fatores e impacto ambiental, confirmando a hipótese da curva de Kuznets Ambiental. Por fim, Almeida e Lobato (2019) testaram a curva de Kuznets Ambiental para a região Norte do Brasil com dados estaduais de 2002 a 2015, confirmando o formato de “U” invertido entre emissões de dióxido de carbono (CO_2) e PIB *per capita*.

Alguns trabalhos, no entanto, estão inserindo a abordagem espacial para verificar a hipótese da curva de Kuznets tradicional e ambiental sob a justificativa que a maioria dos poluentes, principalmente os do ar, possivelmente apresenta dependência espacial, porque podem ser transferidos ou fluir para outras regiões. Maddison (2006) estimou um modelo espacial para testar a hipótese da curva de

Kuznets Ambiental para um conjunto de 135 países de 1990 a 1995 utilizando o dióxido de enxofre, óxidos de nitrogênio, metano e monóxido de carbono. Encontrou relação espacial significativa e confirmou a hipótese da relação de “U” invertido para alguns poluentes.

Carvalho e Almeida (2010) analisaram a relação entre crescimento econômico e emissão de dióxido de carbono por meio de uma análise espacial para 187 países no ano de 2004 utilizando como variáveis de controle o consumo de energia *per capita*, adesão ao Protocolo de Kyoto e exportações *per capita*. Descobriram que, ao adicionar uma forma cúbica para o PIB *per capita* ao modelo, o aumento contínuo da renda não garantiu o melhoramento do meio ambiente, e que a relação da CKA se tornava apenas ilusória, pois países com nível mais elevado de renda voltavam a apresentar aumentos nas suas emissões.

Oliveira et al. (2011) testaram a hipótese da CKA para os municípios da Amazônia Legal de 2001 a 2006 usando dados em painel espacial. Também encontraram que a relação entre desmatamento e crescimento econômico não segue o formato tradicional de “U” invertido, mas de um “N” invertido. Colusso, Parré e Almeida (2012), verificaram a curva de Kuznets para o bioma Cerrado no Brasil no ano de 2008. Os resultados apontaram que, num primeiro momento, o crescimento da renda *per capita* ajudou a diminuir o desmatamento na região, no entanto, o aumento continuado fez com que o desmatamento voltasse a crescer.

Embora no Brasil ainda não foi estimado uma curva de Kuznets usando o consumo de energia elétrica, na literatura internacional isso já foi feito. O Quadro 2 apresenta resumidamente os principais trabalhos.

A discussão sobre a curva de Kuznets associada a várias formas de energia também não tem um consenso da literatura. Muitos trabalhos confirmam essa hipótese, outros afirmam não encontrar relação entre degradação ambiental e nível de renda em formato de “U” invertido. Percebe-se que esses resultados dependem da forma como é medido o impacto ambiental, a composição da amostra e o período considerado. Stern (2004) faz várias críticas à literatura que procura testar a hipótese da curva de Kuznets no que tange, principalmente, a falta de rigor na modelagem dos dados. Segundo ele, a maioria dos estudos da curva de Kuznets são frágeis porque os modelos sofrem distorções econométricas. Ao usar métodos mais apropriados, tende-se a encontrar pontos de viragem mais altos ou relações monotônicas. Sendo assim,

um dos principais cuidados será com a forma e com os métodos de estimação, apresentados na metodologia.

Quadro 2- Literatura internacional sobre curva de Kuznets associada à energia elétrica

Referência	Tema e Discussões
Suri e Chapman (1998)	Examinaram a existência da curva de Kuznets Ambiental com relação ao consumo comercial de energia <i>per capita</i> para um grupo de 33 países de 1971 a 1991. Verificaram que enquanto os países se industrializavam, aumentaram suas necessidades de energia exportando bens manufaturados. Ao longo do tempo, os países industrializados conseguiram reduzir suas necessidades de energia importando bens manufaturados.
Richmond e Kaufmann (2006)	Utilizaram um painel de dados para 36 países de 1973 a 1997 para analisar a hipótese da curva de Kuznets Ambiental entre uso de energia e emissões de poluentes e renda. A amostra continha 20 países membros da OCDE e 16 não membros em desenvolvimento. Os resultados indicaram que para os países da OCDE, havia um apoio limitado a um ponto de virada na relação entre renda e uso de energia <i>per capita</i> . Já para países não pertencentes à OCDE, não havia ponto de virada na relação entre renda e uso de energia.
York (2007)	Analisou dados de 14 países semelhantes da União Europeia de 1960 a 2000 para investigar a hipótese da curva de Kuznets Ambiental entre consumo de energia e PIB <i>per capita</i> . O desenvolvimento econômico não mostrou sinais da relação em forma de “U” invertido com o consumo de energia, contrariando a curva de Kuznets, já que o ponto de virada estimado para esses países foi um valor improvável de ser obtido por qualquer nação num futuro próximo.
Luzzati e Orsini (2009)	Investigaram a relação entre consumo absoluto de energia e PIB <i>per capita</i> para 113 países no período de 1971 a 2004. Justificaram a escolha do consumo absoluto porque, segundo eles, o que importa é a pressão humana total e não <i>per capita</i> . Não encontraram evidências para a curva de Kuznets Ambiental no conjunto dos países no período analisado e a análise individual dos países também revelou poucas evidências do padrão de “U” invertido.
Nguyen-Van (2010)	Propôs uma análise semi-paramétrica para a relação entre consumo de energia <i>per capita</i> e renda <i>per capita</i> para um conjunto de dados de painel abrangendo 158 países para o período de 1980-2004. Mostrou pouca evidência para a existência de uma curva de Kuznets Ambiental para consumo de energia já que o consumo aumentou com a renda e depois se estabilizou para níveis altos de renda. Concluiu que políticas que promovem energias verdes, que podem diminuir emissões de gases de efeito estufa produzidas principalmente pelo uso de combustíveis fósseis, provavelmente não contribuirão para a redução do uso total de energia.
Zilio e Recalde (2011)	Analisaram a relação entre crescimento econômico e consumo de energia, absoluta e <i>per capita</i> , em uma amostra de 21 países da América Latina e do Caribe durante o período 1970-2007. Utilizando a metodologia de séries temporais, rejeitaram a existência da hipótese da curva de Kuznets Ambiental.
Hao et al. (2016)	Usaram dados em painel de 29 províncias chinesas para o período entre 1995 e 2012 para investigar a existência da curva de Kuznets Ambiental para o carvão <i>per capita</i> na China. Empregaram o modelo econométrico espacial Durbin Spatial- SDM. Os resultados revelaram a existência de correlações espaciais no carvão entre as províncias e fortes evidências da relação “U” invertido entre o carvão <i>per capita</i> e o PIB <i>per capita</i> .

Fonte: Elaborado pela autora.

Portanto, dada a escassez de trabalhos que exploram a curva de Kuznets para o Brasil, e especificamente para o estado do Paraná, usando o consumo de energia elétrica, este trabalho pretende contribuir para essa literatura ao estudar os municípios do estado do Paraná em uma abordagem temporal e espacial.

3.3 CONVERGÊNCIA

Sala-i-Martin (2000) define a hipótese da convergência como a relação inversa existente entre nível de renda inicial e taxa de crescimento. Se para um conjunto de países ou regiões, em determinado período de tempo, houver uma relação negativa entre renda inicial e taxa de crescimento da renda, estas economias tenderão a convergir com o tempo, pois países ou regiões com maior nível de renda inicial apresentarão menores taxas de crescimento.

Segundo Abramovitz (1986), convergência implica uma tendência de longo prazo para equalização da renda *per capita* ou nível de produção. A convergência busca verificar se regiões consideradas pobres devido à baixa renda *per capita* alcançam taxas de crescimento mais rápidas de renda *per capita* do que regiões mais ricas.

Baumol (1986) e Barro e Sala-i-Martin (1991) concluíram que as economias mais atrasadas tendem a crescer a taxas mais elevadas do que as economias ricas e que, portanto, em algum momento do tempo, as economias pobres acabariam alcançando o nível de renda *per capita* das economias ricas. Isso acontece porque forças aceleram o crescimento de nações que eram retardatárias da industrialização e da economia.

Abramovitz (1986, p. 390) relata que:

Os países tecnologicamente atrasados têm potencial para gerar crescimento mais rápido que o dos países mais avançados, desde que suas capacidades sociais sejam suficientemente desenvolvidas para permitir exploração bem-sucedida de tecnologias já empregadas pelos líderes tecnológicos. O ritmo em que o potencial de recuperação é realmente realizado em um período específico depende de fatores que limitam a difusão do conhecimento, a taxa de mudança estrutural, a acumulação de capital e a expansão da demanda.

A fonte para a convergência segundo os modelos de crescimento neoclássicos são os retornos decrescentes do capital. À medida que a economia cresce e a relação capital-trabalho aumenta, a produtividade marginal do capital diminui e consequentemente, a poupança e a acumulação de capital aumentam a taxas decrescentes. Se a razão capital por mão de obra efetiva estiver abaixo do estado estacionário, o produto marginal é maior. Sendo assim, uma economia cresce mais rápido se ela estiver abaixo do seu estado estacionário (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1991).

Na literatura existem dois tipos tradicionais de convergência: convergência condicional e convergência incondicional ou absoluta. Na convergência condicional as economias pobres crescem mais rapidamente que as ricas desde que apresentem aspectos estruturais comuns, como estrutura produtiva, tecnologia, crescimento populacional, entre outros, mas independe das diferenças das condições iniciais em que essas economias se encontram. Ou seja, espera-se que países ou regiões semelhantes em vários aspectos, exceto no nível inicial de produto *per capita*, converjam para o mesmo nível de renda no longo prazo e, portanto, entre si. Esta hipótese está relacionada ao fato de que cada economia é caracterizada por um equilíbrio único, globalmente estável em estado estacionário. Já na convergência incondicional as economias mais pobres tendem a convergir para o nível de renda das economias mais ricas independente do nível inicial ou de outras características (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1991; GALOR, 1996).

Sala-i-Martin (1995) aponta que a convergência absoluta pode falhar, daí surgiu o conceito de convergência condicional. O argumento do modelo neoclássico que diz que os países inicialmente pobres crescerão mais rápido do que os inicialmente ricos se apoia no pressuposto de que a única diferença entre os países está em seus níveis iniciais de capital. No entanto, no mundo real, as economias podem diferir em outras coisas, como seus níveis de tecnologia, poupança, população, etc. Diferentes economias têm diferentes parâmetros tecnológicos e comportamentais, então, terão diferentes estados estacionários. As hipóteses de convergência condicional e absoluta coincidem apenas se todas as economias tiverem o mesmo estado estacionário. Por isso, para testar a hipótese de convergência condicional, é preciso manter constante o estado estacionário de cada economia. Isso é feito inserindo variáveis adicionais no modelo.

Uma terceira forma de convergência pode ainda ser definida, chamada de convergência clube, que é também consistente com retornos constantes de escala e diminuição da produtividade marginal. Neste tipo, as economias convergem para o mesmo nível de renda no longo prazo desde que apresentem características estruturais comuns e condições iniciais semelhantes. Isto é, países com características estruturais semelhantes convergem para o mesmo equilíbrio se seus níveis iniciais de produção *per capita* também forem semelhantes (GALOR, 1996).

Existe ainda a distinção entre esses dois tipos de convergência absoluta, a convergência β e a convergência α . A primeira, chamada convergência β , refere-se às

economias pobres que crescem mais rapidamente que as ricas, e a segunda, chamada convergência α , envolve um declínio ao longo do tempo na dispersão transversal da renda ou produto *per capita*. A convergência β procura analisar quão rápido e até que ponto a renda *per capita* entre as economias converge. Já a convergência α procura responder como a distribuição de renda *per capita* entre as economias se comportou no passado e é provável que se comporte no futuro (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1991; SALA-i-MARTIN, 1995).

Existe na literatura nacional e internacional uma infinidade de trabalhos sobre convergência de renda *per capita*. Barro e Sala-i-Martin (1992) testaram a convergência para 48 estados contíguos dos EUA usando dados sobre a renda de 1880 a 1988 e produto bruto desde 1963 a 1986. Confirmaram a hipótese para vários subperíodos sugerindo que as economias tendem a crescer mais rapidamente em termos por capital quando elas estão mais abaixo do estado estacionário. Além disso, verificaram que a velocidade de convergência para a produção é um pouco mais rápida que o da renda.

La Fuente (2003) testou a convergência para países da OCDE de 1970 a 1995. A convergência de renda *per capita* para esses países foi impulsionada quase que exclusivamente por retornos reduzidos e difusão tecnológica. O investimento em P&D e o desempenho do mercado de trabalho atuaram contra a convergência, já o investimento em capital humano e físico e os gastos do governo foram neutros.

Já Azzoni et al. (2000) analisaram a convergência de renda nos estados brasileiros de 1981 a 1996. Verificaram que variáveis geográficas foram determinantes importantes dos níveis de renda e crescimento no Brasil. Os resultados não mostraram sinal de convergência absoluta no período analisado, mas havia evidências de convergência condicional no Brasil quando capital humano, infraestrutura e as variáveis geográficas foram controladas. Por fim, Chagas e Toneto Jr. (2003) encontraram a existência de convergência condicional de renda *per capita* para os municípios brasileiros no período de 1980 a 1991 devido a fatores como especialização da atividade econômica, fatores regionais, capital humano, riqueza e infraestrutura.

Além de a convergência poder ser demonstrada por meio de estudos de painel de dados, modelos de convergência podem ainda ser melhores explicados se forem incluídos os efeitos espaciais, porque esses efeitos influenciam o processo

econômico. Rey e Montouri (1999) foram um dos primeiros na inclusão dos efeitos espaciais em modelos de convergência, que se difundiram a partir de então. Estes reconheceram a necessidade de incluir os efeitos espaciais para a análise da convergência de renda nos EUA de 1970 a 1995. Já Fingleton (1999) foi o primeiro a aplicar medidas econométricas espaciais para testar a convergência para a União Européia.

No Brasil, o trabalho de Perobelli, Ferreira e Faria (2007) analisa a hipótese de convergência absoluta espacial da renda no estado de Minas Gerais para os anos de 1975, 1985, 1996 a 2003. Seus resultados mostraram que para o período 1975 a 2003 não existia convergência, mas sim houve aumento das disparidades regionais no estado. Já para o período de 1996 a 2003 houve convergência do PIB *per capita* diminuindo as disparidades regionais.

Magalhães, Hewings e Azzoni (2000), por sua vez, testam a convergência espacial da renda dos estados brasileiros durante o período de 1970 a 1995. Dividindo a análise em três subperíodos, não encontraram consistência para a hipótese apenas de 1970 a 1980, e constataram a dependência espacial em todo o período. Além disso, sugeriram que a convergência regional na economia brasileira durante os anos 80 pode ser devido ao crescimento mais lento dos estados brasileiros e não pelo crescimento mais rápido dos estados mais pobres.

Além desses, Azzoni e Silveira-Neto (2005) testaram o modelo de convergência espacial para o período 1981-1997 para os estados brasileiros utilizando como variável de convergência o produto *per capita*. Estes autores dividiram a economia em setores, tais como manufatura, agricultura, construção e serviços, e concluíram que apenas a manufatura convergia.

O processo de convergência, recentemente, não está sendo verificado apenas para a renda como variável principal. Alguns trabalhos nacionais e internacionais testam a hipótese de convergência para outras variáveis e também inserem a análise espacial. Um exemplo disso é o trabalho de Raiher et al. (2016) sobre a convergência da produtividade no Sul do Brasil. Estes utilizaram as microrregiões da região Sul como objeto de análise para o período de 1996 a 2006. Verificaram que existe processo de convergência absoluta e condicional espacial para essa região levando a diminuição das desigualdades por meio do desempenho agropecuário mais equitativo. Jobert, Karanfil e Tykhonenko (2010) estudaram a convergência das emissões *per capita* de dióxido de carbono nos países membros da União Europeia-

UE de 1971 a 2006. Confirmaram a hipótese de convergência absoluta e afirmaram que os países da UE diferiam consideravelmente em sua velocidade de convergência e volatilidade nas emissões.

Além desses, Almeida e Guanzioli (2013) utilizaram tal modelo para testar a convergência condicional das taxas de crimes violentos contra o patrimônio e taxas de homicídios no estado de Minas Gerais para o período de 2000 a 2010. Verificaram que a convergência condicional não foi rejeitada para as duas análises e que elementos como renda líquida, PIB *per capita* e grau de urbanização contribuíram para a hipótese da convergência dos crimes contra o patrimônio e fatores como desenvolvimento econômico, população jovem, armas na população e crimes violentos contribuíram para confirmar a hipótese sobre as taxas de homicídios.

Já Santos e Santos Filho (2011) também testaram a convergência, mas absoluta, nas taxas de criminalidade para as microrregiões brasileiras controlando a dependência espacial para períodos trienais de 1991 a 2005. Confirmaram a hipótese acompanhada de aumento da criminalidade no país, ou seja, a criminalidade tendeu a crescer mais rapidamente nas localidades menos violentas do que nas localidades mais violentas.

Freitas, Gonçalves e Montenegro (2010) testaram a convergência espacial das atividades inventivas para os estados brasileiros no período de 1990 a 2001. O método de painel espacial dinâmico constatou um processo de convergência espacial da taxa de crescimento das patentes devido, principalmente, a variáveis como urbanização e salários dos setores de média e alta tecnologia.

Na mesma linha, Oliveira, Gonçalves e Almeida (2016), investigaram a existência de convergência de patenteamento entre as microrregiões brasileiras por meio de um painel espacial para o período de 2000 a 2011. Confirmaram a existência de um processo de convergência entre as microrregiões brasileiras por meio do coeficiente negativo e significativo da variável patente *per capita* inicial. Essas descobertas indicaram um processo de desconcentração regional da atividade de patenteamento no Brasil dado que microrregiões com menor nível de depósitos de patentes *per capita* no período inicial apresentaram maiores taxas de crescimento do patenteamento.

Embora a aplicação do consumo de energia elétrica para testar a hipótese da convergência ainda seja escassa na literatura nacional, a análise da convergência

utilizando vários tipos de consumo de energia são temas já explorados pela literatura internacional. O Quadro 3 apresenta alguns desses trabalhos.

Existe bastante divergência na literatura quanto à confirmação da existência de convergência do consumo com várias formas de energia. No entanto, alguns trabalhos reforçam o fato de considerar a dependência espacial a fim de buscar maior robustez para as análises.

Quadro 3- Literatura internacional sobre convergência associada à energia elétrica

Referência	Tema e Discussões
Lee e Chang (2005)	Estudaram a relação entre energia e PIB para Taiwan durante o período de 1954 a 2003. Usaram vários dados desagregados de consumo de energia, incluindo carvão, petróleo, gás e eletricidade, e realizaram os testes de raiz unitária e os testes de cointegração. Os principais resultados foram: existiam diferentes direções de causalidade entre o PIB e vários tipos de consumo de energia; a energia agia como um motor do crescimento econômico e a conservação de energia prejudicou o crescimento econômico.
Markandya, Pedroso-Galinato e Streimikiene (2006)	Investigaram a convergência da renda e da intensidade energética (quantidade de energia necessária para gerar uma unidade de produção econômica) em 12 países do Leste Europeu e 15 países da União Europeia no período de 1992 a 2002. Encontraram evidências de convergência e a taxa pela qual os países convergiam foi estimada em cerca de 1,7% ao ano.
Liddle (2009)	Estudou a convergência da intensidade de eletricidade (consumo de eletricidade dividido pelo PIB) em três setores de uso final (indústria, comercial e residencial) para um grupo de 22 países desenvolvidos de 1973 a 2005. Para intensidade de eletricidade, ocorreu convergência sigma, mas a maior parte aconteceu antes de 1980, enquanto a convergência gama foi mais constante, mas bastante modesta. Todos os três setores alcançaram níveis semelhantes de convergência sigma, embora em com taxas bastante diferentes.
Herrerias (2012)	Analizou o processo de convergência em relação à intensidade energética para um grande grupo de países no período de 1971-2008. Verificou o processo de convergência no caso de intensidade energética total, fóssil, alternativa e nuclear e diferenciou os países em desenvolvidos e em desenvolvimento. Encontrou que para energias alternativas e nucleares havia mais sintomas de convergência. Países em desenvolvimento convergiram para os critérios de alta intensidade de energia, enquanto para países desenvolvidos houve dois grupos de convergência, um dos níveis mais baixos de intensidade de energia e outro com níveis mais elevados de intensidade de energia.
Mohammadi e Ram (2012)	Testaram a convergência no consumo <i>per capita</i> de energia e eletricidade em uma grande amostra de países no período de 1971 a 2007. Observaram uma fraca conversão no padrão de uso de energia, mas forte convergência no uso de eletricidade. A convergência no uso de eletricidade estava associada a uma taxa de aumento global muito mais alta do que o uso de energia fracamente convergente.
Meng, Payne e Lee (2013)	Examinaram a convergência condicional do uso de energia <i>per capita</i> entre 25 países da OCDE no período de 1960 a 2010. Utilizaram testes de raiz unitária LM e RALS-LM com tolerância para duas quebras estruturais. Os resultados indicaram um apoio significativo para a convergência do uso de energia <i>per capita</i> entre os países da OCDE.
Mishra e Smyth (2014)	Testaram a convergência condicional no consumo de energia <i>per capita</i> para países pertencentes à Associação Sudeste das Nações Asiáticas- ASEAN de 1971 a 2011 usando teste de estacionariedade e o teste de raiz unitária. Encontram suporte para a convergência do consumo de energia <i>per capita</i> para os países da ASEAN.
Hao e Peng (2017)	Investigaram a convergência do consumo de energia usando dados de painel para o período 1994-2014 para 30 províncias chinesas. Os resultados indicaram que existia tanto convergência absoluta como condicional no consumo de energia <i>per capita</i> em todas as províncias. Entre os fatores que influenciaram o consumo de energia, valor agregado da indústria secundária e o PIB tiveram relação positiva, porém o investimento estrangeiro direto <i>per capita</i> não afetou significativamente o consumo de energia.
Mohammadi e Ram (2017)	Exploraram a convergência absoluta e condicional no consumo de energia <i>per capita</i> nos estados dos EUA no período de 1970-2013. Utilizaram abordagens paramétricas e não-paramétricas e concluíram um panorama de falta de convergência entre os estados no consumo de energia <i>per capita</i> sugerindo certo grau de estabilidade na distribuição estadual do consumo <i>per capita</i> e baixa probabilidade de mudança significativa na distribuição.

Fonte: Elaborado pela autora.

Ao estudar os padrões de crescimento entre países, a convergência refere-se a economias atualmente mais pobres terem a oportunidade de acompanhar as

atualmente mais ricas. Neste trabalho, no entanto, é verificada a convergência β , condicional e incondicional apenas, utilizando como princípio chave não a renda, mas sim o consumo *per capita* de energia elétrica, inserindo também a análise espacial. São utilizados para tanto os municípios do estado do Paraná no período de 2002 a 2016. Sendo assim, o objetivo é verificar se municípios que possuem consumo de energia elétrica *per capita* mais baixos estão conseguindo ou não acompanhar no futuro os municípios com consumo de energia mais alto.

CAPÍTULO IV

4. METODOLOGIA

A amostra desse estudo tem a característica de dados em painel, pois foram utilizadas informações para cada unidade de análise em vários períodos de tempo. A estimação dos determinantes do consumo de energia elétrica e aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia foram realizadas por meio de um painel espacial. Para a análise de convergência, por outro lado, utilizou-se uma análise estática e dinâmica, e também tentou-se controlar a possível dependência espacial dos dados por meio do painel espacial e painel dinâmico espacial.

De acordo com Pedrosa e Câmara (2003), a análise espaço-temporal permite maior robustez dos achados, uma vez que ignorar o aspecto temporal pode levar a resultados espúrios ou enganosos e desconsiderar os aspectos espaciais podem gerar estimativas tendenciosas ou inconsistentes. A modelagem dinâmica procura ultrapassar as limitações atuais, amplamente baseada numa visão estática do mundo. Modelos espaciais dinâmicos descrevem a evolução de padrões espaciais de um sistema ao longo do tempo, em resposta a variações em suas forças direcionadoras.

Diante disso, a metodologia é dividida em seis partes. A primeira apresenta a fonte de dados para a pesquisa e as variáveis utilizadas. A segunda se dedica a explicar as estratégias utilizadas para a análise espacial *cross-section*, construção de matrizes de pesos e modelos de estimação. A terceira apresenta a modelagem espaço-temporal para a identificação dos determinantes do consumo de energia elétrica. A quarta detalha as especificações para aplicar e testar a hipótese da curva de Kuznets usando o consumo de energia elétrica e a quinta, as técnicas para a análise de convergência do consumo de energia elétrica. Por fim, a sexta parte resume os procedimentos metodológicos e apresenta as equações e variáveis utilizadas para estimar os determinantes do consumo de energia elétrica e testar as hipóteses da curva de Kuznets e convergência.

Embora o interesse principal do trabalho seja realizar as estimações via painel espacial, a análise inicia primeiramente com dados *cross-section*, verificando a melhor matriz de pesos e testes dos pressupostos da regressão. Posteriormente é estimado painel tradicional, e por fim, inserido os efeitos espaciais. Todas essas

etapas visam uma robustez maior para os resultados, a fim de buscar os melhores métodos para a estimação.

Os softwares utilizados neste trabalho foram: Geoda, Geoda Space, ArcGIS, R e Stata 13.

4.1 DADOS E VARIÁVEIS

Neste trabalho foram utilizadas informações do consumo total de energia elétrica *per capita* dos municípios do estado do Paraná como variável dependente. A principal dificuldade para a determinação de um modelo é a escolha das variáveis exógenas. A literatura está repleta de sugestões de variáveis que podem ser incluídas. Para tentar explicar o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses e se adequar às informações oferecidas pelas bases de dados brasileira, foram utilizados: número de unidades consumidoras¹⁰, PIB, densidade demográfica, valor agregado da indústria em relação ao PIB, abertura comercial, estabelecimentos totais, e número de empregos formais.

Para Jobert, Karanfil e Tykhonenko (2010), o PIB é considerado uma medida de riqueza, a densidade demográfica serve como uma variável de tamanho dos municípios, e a participação da indústria fornece peso dos setores poluidores nas atividades econômicas gerais. Segundo York (2007), as condições demográficas destacam-se como principais impulsionadores potenciais do consumo de energia. Saidi e Hammami (2015) afirmam que existe causalidade que vai do crescimento econômico ao consumo de energia, tanto no curto como no longo prazo. Assim, o nível de crescimento econômico de um país influencia o uso de energia. Além disso, a população tem um efeito positivo e o emprego afeta significativamente o consumo de energia.

Suri e Chapmam (1998) destacam que a importação e exportação de bens manufaturados também determinam o consumo de energia, muito mais que o nível de renda sozinho. Além disso, afirmam que não apenas o comércio, mas também uma alta participação da indústria no PIB total está associada a níveis mais altos de

¹⁰ Pessoa física ou jurídica, de direito público ou privado, legalmente representada, que solicite o fornecimento de energia ou o uso do sistema elétrico à distribuidora, assumindo as obrigações decorrentes deste atendimento à(s) sua(s) unidade(s) consumidora(s), segundo disposto nas normas e nos contratos (ANEEL, 2010). De forma geral, os consumidores de energia são também as unidades que consomem energia (residências, indústrias, estabelecimentos comerciais, etc.).

consumo de energia. Mi et al. (2015) apontam que a indústria é uma das principais responsáveis pelo aumento do consumo de energia e emissão de gases de efeito estufa. Já Kahrl e Roland-Holst (2008) relatam que as exportações, na medida em que consomem recursos domésticos, sobrecarregam os recursos escassos e contribuem para o agravamento da poluição e ampliam as pressões sobre os preços da energia. No caso do Paraná, embora as unidades consumidoras de energia em sua maioria sejam residências, os maiores consumidoras de energia são as indústrias, por isso se justifica levar em conta a participação da indústria no consumo de energia.

O período de análise compreendeu os anos de 2002 até 2016 devido a disponibilidade das informações necessárias. O Quadro 4 detalha as variáveis mencionando a fonte dos dados.

Quadro 4- Variáveis utilizadas na pesquisa

Variável	Descrição	Fonte
Ln consumo total de energia elétrica <i>per capita</i>	Consumo total de energia elétrica ¹¹ , em MWh, dividido pela população residente	IPARDES
Ln unidades consumidoras totais/km ²	Número total de unidades consumidoras de energia elétrica dividido pela área do município	IPARDES
Ln densidade demográfica	Número de habitantes por km ²	IPARDES
Ln PIB <i>per capita</i>	Produto Interno Bruto-PIB a preços correntes dividido pela população residente	IPARDES
Participação da indústria no PIB (%)	Valor adicionado da indústria <i>per capita</i> dividido pelo PIB total <i>per capita</i>	IPARDES
Grau de abertura comercial (%)	Exportações <i>per capita</i> mais importações <i>per capita</i> sobre o PIB <i>per capita</i>	IPEADATA
Ln empregos <i>per capita</i>	Número total de empregos formais dividido pela população residente	RAIS
Ln estabelecimento ativos /km ²	Estabelecimentos totais ativos (indústria, comércio, serviços e outros) dividido pela área em km ²	RAIS

Fonte: elaborado pela autora.

A variável consumo total de energia elétrica foi coletada diretamente do IPARDES e transformada em termos *per capita* pela divisão em relação a população residente estimada de cada município informada pelo IBGE. As unidades consumidoras de energia foram intensificadas pela área medida em km² coletada também do IPARDES. A densidade demográfica foi coletada do IPARDES e utilizada conforme coleta, sem alterações.

O PIB dos municípios paranaenses a preços correntes foi coletado do IPARDES e transformado em termos *per capita* pela divisão em relação à população residente estimada. A participação da indústria no PIB foi gerada por meio da divisão do valor adicionado da indústria *per capita* pelo PIB *per capita*. O valor adicionado

¹¹ Consumo de energia elétrica total inclui: consumo de energia residencial, industrial, comercial, rural e outras classes.

da indústria foi coletado no IPARDES e transformado em termos *per capita* pela divisão com a população residente estimada do IBGE.

A variável chamada de grau de abertura comercial foi construída utilizando dados de exportação e importação dos municípios paranaenses coletados no IPEADATA. Estas informações foram primeiramente transformadas em termos *per capita* por meio da divisão com a população residente estimada. Posteriormente foi somado os dados de exportação e importação *per capita* e dividido pelo PIB *per capita*.

Por fim, as variáveis número de empregos formais *per capita* e números de estabelecimentos ativos por km² foram coletadas da RAIS e intensificadas pela população residente estimada e pela área em km², respectivamente.

4.2 ANÁLISE ESPACIAL

Primeiramente, é útil diferenciar a econometria tradicional da econometria espacial. Esta última tem por objetivo estimar modelos que são influenciados pelos efeitos espaciais. Dessa forma, as observações analisadas pela econometria espacial se referem a estados, municípios, mesorregiões, microrregiões, bairros, etc. (ALMEIDA, 2012).

Os chamados efeitos espaciais se dividem em dependência espacial e heterogeneidade espacial. O primeiro, também rotulado como autocorrelação espacial, surge pela interação dos agentes no espaço, a relação de um evento de uma região com outra. Assim, elementos de uma determinada região podem influenciar outra, já que são dependentes espacialmente por algum critério de vizinhança. O processo de dependência espacial é multidirecional, diferentemente dos efeitos temporais tradicionais (ANSELIN, 1988).

Segundo Haining (1990), a dependência espacial pode surgir, além dos erros de medidas, do processo de difusão (transbordamentos), dos processos de troca (que envolvem bens, serviços e renda), das interações estratégicas (preços, mercados, etc.) e do espraiamento dos agentes no espaço.

Já a heterogeneidade espacial, de acordo com Anselin (1988), se refere a não homogeneidade, instabilidade ou falta de uniformidade com que os eventos e interações acontecem no espaço. A fonte de heterogeneidade pode estar nas discrepâncias do crescimento econômico e urbanização, lugares hierárquicos, e nas

regiões líderes e seguidoras. No entanto, devido a complexidade das interações no espaço, muitas vezes a dependência espacial e a heterogeneidade espacial se combinam.

Um dos principais desafios da econometria espacial é atenuar as complicações trazidas à estimação de regressão quando os efeitos espaciais são considerados. Muitas das hipóteses de Gauss-Markov do modelo Clássico de Regressão Linear são violadas na presença de efeitos espaciais, exigindo métodos mais sofisticados para sua correta estimação. Um primeiro problema se refere a multicolinearidade dos dados, já que a inclusão de variáveis defasadas espacialmente no lado direito da equação de regressão pode agravar esse problema. Contudo, a utilização de muitas unidades geográficas pode reduzir esse problema. O segundo problema enfrentado é devido a endogeneidade que surge quando uma variável dependente é incluída no modelo com a defasagem espacial. Quando isso acontece, o estimador clássico de MQO - Mínimos Quadrados Ordinários se torna enviesado e inconsistente (ALMEIDA, 2012).

Outra barreira se refere a heterocedasticidade, que se torna ainda mais comum quando se modela dados espaciais devido a sobreposição dos efeitos de dependência e heterogeneidade espacial.

Mais uma hipótese violada na econometria espacial é a aleatoriedade dos dados quando se trabalha com unidades espaciais de regiões, estados, municípios, etc. Nesses casos, as observações não são independentes entre si, mas pelo contrário, os termos de erro das regiões são comumente dependentes entre si (ALMEIDA, 2012).

Todas as violações dos pressupostos clássicos de regressão trazem muitas dificuldades para a correta especificação de modelos espaciais. No entanto, o desenvolvimento metodológico ao longo dos anos permitiu a evolução de técnicas apropriadas para modelagem desse campo na ciência.

Nesta seção também é apresentado elementos importantes para análise espacial como a determinação das matrizes, a análise exploratória de dados espaciais, e os métodos e modelos de estimação.

4.2.1 Matriz de Ponderação Espacial

Para iniciar uma análise espacial é necessário especificar uma matriz de ponderação espacial (W) que procura determinar as interações entre as regiões e quantificar as conexões. Regiões mais próximas tendem a ter mais interação entre si do que regiões mais distantes. Cada conexão entre duas regiões é representada em uma célula da matriz, sendo denominada de peso espacial (w_{ij}). Existem algumas formas de expressar a conexão entre as regiões por meio de matrizes, via critério geográfico ou socioeconômico. Geralmente uma medida da conexão geográfica é a proximidade. O critério para medir a conexão via proximidade pode ser de acordo com a contiguidade ou com a distância geográfica. A contiguidade define uma região como vizinha de outra se compartilharem a mesma fronteira física. Já o critério de distância determina uma região próxima de outra pela definição de uma distância geográfica medida geralmente em quilômetros (LESAGE, 2008; ALMEIDA, 2012).

Segundo Tyszler (2006), as matrizes de peso espacial, independente da forma como são apresentadas, possuem a características de exogeneidade, ou seja, tratadas como um fator exógeno ao modelo. Atualmente já existem especificações que elaboram matrizes endógenas, mas as mais utilizadas são tratadas como fatores exógenos.

A matriz de contiguidade é composta por pesos espaciais binários. É atribuído um valor unitário na matriz a duas regiões vizinhas, caso contrário, o valor atribuído é nulo. De maneira formal, tem-se:

$$w_{ij} = 1 \text{ se } i \text{ e } j \text{ são contíguos} \quad (2)$$

$$w_{ij} = 0 \text{ se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos} \quad (3)$$

Existem na literatura três formas distintas para definir a contiguidade, ou vizinhança, entre as regiões. A convenção rainha (*queen*) define regiões vizinhas como sendo aquelas que fazem fronteira ou que possuem algum vértice de conexão. A forma torre (*rook*) especifica uma região vizinha apenas se apresentar fronteira física. Já a convenção bispo (*bishop*) considera apenas os vértices para definir a contiguidade (ANSELIN, 1988). A Figura 2 apresenta as distintas convenções.

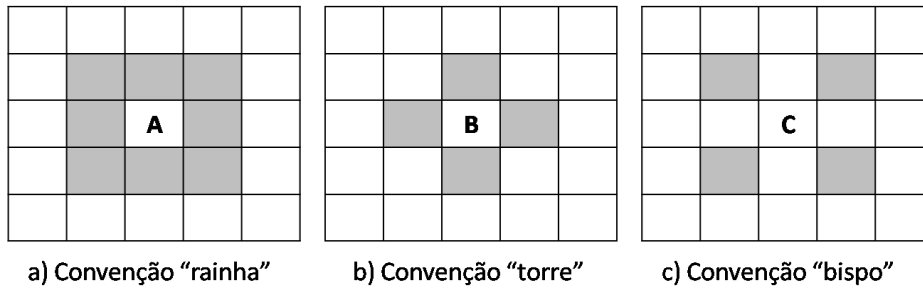


Figura 2- Diferentes especificações de matrizes via critério de contigüidade
 Fonte: Elaborada pela autora com base em Almeida, 2012.

As matrizes definidas pelo critério de proximidade apresentam vantagens e desvantagens. A principal desvantagem é o desbalanceamento que pode existir entre os vizinhos de diversas regiões. Ou seja, pode haver regiões com muitos vizinhos e outras com poucos. Porém, a vantagem dessa especificação é a possibilidade de atribuir vizinhos de ordem superior. O critério de proximidade de ordem 1 estabelece apenas os vizinhos diretos, ao passo que de ordem 2, por exemplo, abrange também os vizinhos dos vizinhos (ALMEIDA, 2012).

A matriz de distância geográfica, por sua vez, estabelece como critério de proximidade a distância geográfica entre as regiões. Existem várias formas de estabelecer os critérios de proximidade baseado na distância geográfica. A primeira delas é conhecida como matriz de k-vizinhos. É uma matriz binária baseada na distância geográfica, medida em quilômetros ou milhas. Formalmente é expressa pelas Equações 4 e 5:

$$w_{ij} = 1 \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k) \quad (4)$$

$$w_{ij} = 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k) \quad (5)$$

Nesta definição, $d_i(k)$ é uma distância de corte para a região i , a fim de que esta tenha exatamente k vizinhos. A principal vantagem da matriz de k vizinhos é a regularidade, pois todas as unidades espaciais terão o mesmo número de vizinhos. A matriz de k vizinhos pode ainda não necessariamente ser binária, mas baseada na distância inversa, conforme Equações 6 e 7. Assim, a influência de alguns vizinhos não é a mesma sobre a região i (BAUMONT, 2004).

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} \text{ se } d_{ij} \leq d_i(k) \quad (6)$$

$$w_{ij} = 0 \text{ se } d_{ij} > d_i(k) \quad (7)$$

Outra especificação de matriz de distância geográfica é baseada na distância inversa a partir dos centróides. A ideia é que quanto mais distante estão duas regiões, menor é a interação entre elas. Formalmente é representada por:

$$w_{ij}(d_{ij}) = f(d_{ij}) \quad f' < 0 \quad (8)$$

Os pesos espaciais ($w_{ij}(d_{ij})$) podem ser função da distância inversa ou da distância exponencial entre as regiões. Existem ainda outras métricas para as matrizes de distância inversa, com base, por exemplo, na distância Euclidiana, distância Msnhattan, distância do arco, entre outras (ALMEIDA, 2012).

Duas questões são ainda essenciais quando se fala de matrizes de pesos espaciais. A primeira é a normalização das matrizes. Ou seja, consiste em dividir as células dos pesos espaciais de cada linha pelo somatório dos pesos das respectivas linhas. A normalização leva, na maioria das vezes, a assimetria, fazendo com que as regiões exerçam influência distinta umas às outras. No entanto, ela é importante devido a suavização espacial dos dados e facilita a interpretação dos pesos espaciais, na medida que indica o percentual de influência total que uma região exerce sobre a outra. A segunda questão importante é o operador de defasagem espacial. Quando se defasa uma variável espacialmente, surge uma nova variável, em que se analisa a média do atributo nas regiões vizinhas. Isto é, surge uma nova variável que indica a média ponderada do atributo nos vizinhos. A variável defasada espacialmente se torna o somatório do produto das observações de todas as demais pelo peso que cada unidade exerce sobre a outra (ANSELIN, 1988).

Almeida (2012) chama a atenção para a complexidade do processo de escolha das matrizes de pesos espaciais. Em tese, a matriz de pesos deveria ser capaz de mensurar toda a dependência espacial entre as regiões, porém, na prática isto é bastante difícil. A especificação incorreta da matriz pode levar a problemas na estimação como enviesamento e inconsistência do modelo. Embora não existam testes específicos para a escolha da melhor matriz de peso espacial, alguns procedimentos podem ser seguidos para garantir uma boa escolha, como o proposto por Baumont (2004):

1. Determinar vários tipos de matrizes de pesos espaciais diferentes, sendo que para k vizinhos, a orientação é testar até k variando de 1 até 20;
2. Estimar a regressão escolhida pelo Modelo Clássico de Regressão Linear (MQO);
3. Testar a autocorrelação espacial nos resíduos da regressão por meio do I de Moran para as várias especificações de matrizes;

4. Selecionar a matriz de pesos espaciais que gere o maior valor para o I de Moran dentre aquelas que forem estatisticamente significativas;

A definição correta da matriz de peso espacial é fundamental para uma boa modelagem, por isso, não se pode negligenciar as orientações postas pela literatura. De acordo com Anselin (1988), a escolha da matriz tem implicações importantes para as estimações e testes estatísticos.

4.2.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais- AEDE

Um procedimento prévio para uma análise econométrica espacial é a realização da Análise Exploratória de Dados Espaciais- AEDE. Essa análise é um conjunto de técnicas para descrever e visualizar distribuições espaciais como as associações espaciais ou *outliers* espaciais. A partir de um conjunto de dados, tiram-se conclusões sobre a aleatoriedade, ou se eles seguem um padrão espacial sistemático. A análise exploratória permite analisar os padrões de associação não apenas pela observação, mas por testes estatísticos que averiguam a aleatoriedade da distribuição espacial (STEGE, 2015).

A análise exploratória também é útil para o processo de conhecimento dos dados, que ajudará na correta especificação dos modelos espaciais. O ponto de partida é testar a hipótese de que um conjunto de dados está aleatoriamente distribuído no espaço, ou seja, que os valores de um atributo em uma região não dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas. Esse processo é chamado de autocorrelação espacial, e um teste usualmente feito para detectar essa relação é o I de Moran (MORAN, 1948). A estatística é dada pelas expressões:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2} \quad \text{ou} \quad I = \frac{n z' W z}{S_0 z' z} \quad \text{ou} \quad I = \frac{z' W z}{z' z} \quad (9)$$

Em que n é o número de regiões; z são os valores padronizados da variável de interesse; Wz representa os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos de acordo com uma matriz de pesos espaciais; w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais; e S_0 indica $\sum \sum w_{ij}$, a soma de todos os elementos da matriz de pesos espaciais W . Se a matriz de pesos espaciais for normalizada na linha, a especificação é dada apenas pela terceira expressão.

O teste de I de Moran é feito utilizando a medida de autocovariância cruzada. Segundo Cliff e Ord (1981), o valor esperado da estatística de I de Moran é $-\left[\frac{1}{n-1}\right]$. Se o valor calculado exceder o esperado, haverá autocorrelação positiva, se estiver abaixo, haverá autocorrelação negativa.

A interpretação do I de Moran com autocorrelação espacial positiva revela que regiões com altos (baixos) valores de um atributo tendem a ser rodeadas por vizinhos que também possuem altos (baixos) valores desse atributo. Isso indica existência de contágio ou transbordamento do efeito para as regiões vizinhas. Por outro lado, a autocorrelação espacial negativa indica uma dissimilaridade entre as regiões, ou seja, uma região com alto (baixo) valor de um atributo está rodeado por regiões com baixo (alto) valor do mesmo atributo, não sendo possível perceber o efeito transbordamento ou contágio entre as regiões. De forma geral, o I de Moran permite identificar a aleatoriedade espacial; se positivo indica concentração, se negativo, dispersão; e ainda, quanto mais próximo de 1, mais forte a autocorrelação espacial e, mais próximo de -1, mais dispersas estão as informações (ALMEIDA, 2012).

Outra abordagem que permite fazer inferências espaciais é o diagrama de dispersão de Moran. Este apresenta a defasagem espacial de uma variável de interesse no eixo vertical e o valor desta variável no eixo horizontal. É um gráfico que permite visualizar a dispersão das regiões com relação a uma variável de interesse. Compõe-se de quatro quadrantes que representam tipos de associação espacial: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA) (ALMEIDA, 2012).

A Figura 2 apresenta um esboço do diagrama de dispersão de Moran. O quadrante AA indica que regiões com altos valores de uma variável de interesse são rodeadas por vizinhos que também possuem altos valores desta variável. O quadrante BB mostra que regiões com baixos valores de uma variável são rodeadas por vizinhos também com baixos valores desta. Já os quadrantes AB e BA indicam que regiões com altos e baixos valores de uma variável, são rodeadas por outros com baixos e altos valores desta variável, respectivamente (ANSELIN; SYABRI; SMIRNOV, 2003; ALMEIDA, 2012).

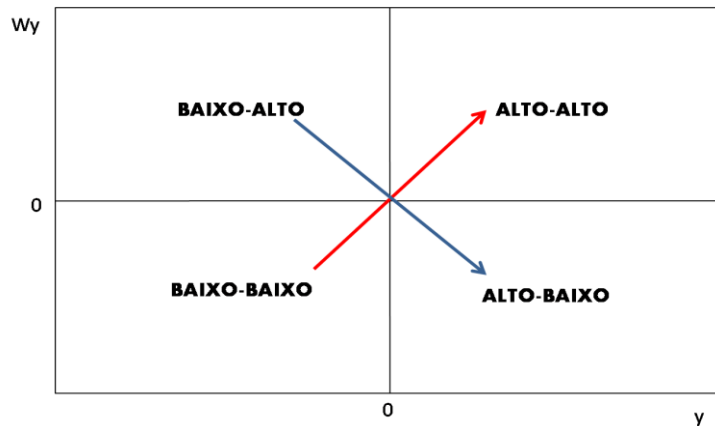


Figura 3- Diagrama de Dispersão de Moran univariado
 Fonte: Elaborada pela autora com base em Almeida, 2012.

Segundo Anselin, Syabri e Smirnov (2003), existe também a possibilidade da análise de autocorrelação espacial bivariada. Nesse sentido, busca-se verificar se os valores de uma variável em uma região possuem ligação com os valores de outra variável nas regiões adjacentes. A estatística do I de Moran se amplia para permitir a análise multivariada:

$$I = \frac{n z_1' W z_2}{S_0 z_1' z_1} \quad \text{ou} \quad I = \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (10)$$

O numerador se refere a uma covariância cruzada e o denominador a variância dos dados. A hipótese nula continua sendo a aleatoriedade espacial entre as variáveis. Além da estatística de Moran bivariada, ainda é possível um gráfico de dispersão bivariado. A Figura 4 apresenta o diagrama bivariado. O eixo das abscissas apresenta a variável de interesse na região (x) e no eixo das ordenadas consta outra variável observada nas regiões vizinhas (Wy).

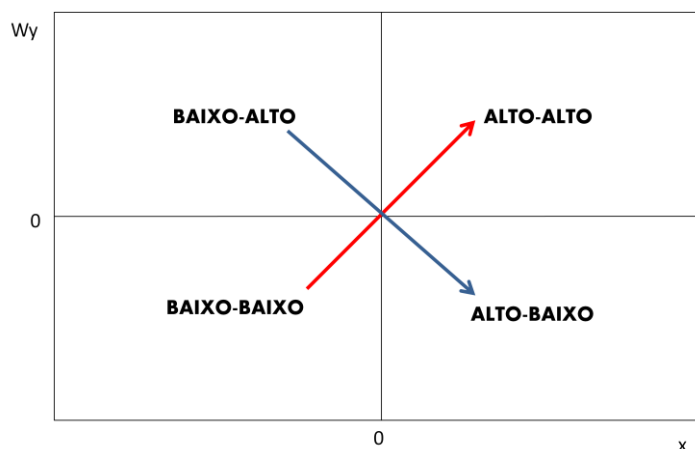


Figura 4- Diagrama de Dispersão de Moran bivariado
 Fonte: Elaborada pela autora com base em Almeida, 2012.

A interpretação é análoga ao diagrama univariado. Por exemplo, no quadrando AA, regiões com altos valores da variável x são rodeados por vizinhos com altos valores da variável y . Já no quadrando AB, regiões com altos valores da variável x são rodeados por vizinhos com baixos valores da variável y (ALMEIDA, 2012).

As estatística de Moran, univariada e bivariada, bem como os diagramas de dispersão apresentados até aqui se referem a autocorrelação global, aquela que leva em conta todo o conjunto dos dados. No entanto, é útil muitas vezes observar a autocorrelação que existe com informações locais. Nesta perspectiva, tem-se a estatística I de Moran local univariada, conhecida como indicador *LISA- Local Indicator of Spatial Association*, e também a autocorrelação local bivariada.

Segundo Anselin (1995), a estatística *LISA* permite a decomposição de indicadores globais, como o I de Moran, na contribuição de cada observação individual e serve para avaliar a influência de cada localidade na magnitude da estatística global e para identificar *outliers* espaciais. Para cada observação é computado uma estatística e esta também se baseia em um teste sob a hipótese nula de não haver associação espacial local. A apresentação da estatística *LISA* é dada sob a forma de mapa, devido a quantidade de informações geradas. Os mapas são os chamados mapas de *cluster LISA* e também seguem os tipos de associação AA, BB, AB, BA.

Já a estatística de Moran local bivariada, segundo Anselin, Syabri e Smirnov (2003), indica o grau de associação linear entre o valor de um atributo em uma região e a média de outro atributo nas regiões vizinhas, também sendo obtido por meio de mapa.

A AEDE, de maneira geral, permite descrever e visualizar a distribuição espacial do consumo de energia elétrica, além das outras variáveis. Além disso, verifica-se se o espaço influencia nesse consumo e procura-se descobrir padrões de associação espacial sob a forma de *clusters*. Utilizando a autocorrelação espacial bivariada também é possível avaliar se existe alguma indicação de que municípios com maior consumo de energia são rodeados por municípios com PIB mais elevado, maior densidade demográfica, elevada abertura comercial, etc. Sendo assim, essa é uma análise preliminar de grande importância.

4.2.3 Modelos de estimação para a dependência espacial

Após a realização da análise exploratória espacial prévia, e identificação da existência de dependência espacial, foi estimado modelos de regressão apropriados para capturar o relacionamento entre as variáveis e atender ao primeiro objetivo específico.

Os efeitos espaciais podem ser captados pela defasagem espacial nas variáveis. Essas defasagens são construídas a partir de uma matriz de peso espacial escolhida, W , também chamada de operador de defasagem espacial. Esse operador tem a capacidade de transformar uma variável y , em outra, Wy , defasada no espaço. Essa nova variável Wy representa a média do valor dessa variável nas regiões vizinhas. As defasagens espaciais podem ser na variável dependente (Wy), nas variáveis explicativas (Wx), e também nos termos de erro ($W\varepsilon$, $W\xi$). Ao se incluir as defasagens espaciais em um modelo, a dependência espacial pretende ser controlada (ALMEIDA, 2012).

Os modelos espaciais podem ser de abrangência global, local, e global e local. Os modelos espaciais globais assumem que a interação ocorre entre todas as regiões estudadas e um choque em uma região é transmitido para todas as outras. Já nos de abrangência local, a interação e os choques são repassados apenas para as regiões vizinhas (ANSELIN, 2003). As especificações de modelos de alcance global utilizadas são SAR, SEM e SAC ou SARAR, e os de alcance global e local são SDM e SDEM.

- Modelo de defasagem espacial – SAR

No modelo SAR, a variável dependente (y) apresenta interação nas regiões vizinhas, de forma que é incluída no modelo a variável dependente defasada espacialmente (Wy). Dessa forma, a variável dependente de uma região é influenciada pela média desta mesma variável dependente nas regiões vizinhas. A Equação 11 apresenta a forma simplificada desse modelo.

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (11)$$

Nesta, ρ é o coeficiente autoregressivo espacial, que mede a força da autocorrelação espacial, Wy é a variável dependente defasada espacialmente, X é uma matriz de variáveis exógenas, e ε é o termo de erro com $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n)$. A variável dependente espacialmente defasada no lado direito da equação de regressão

se torna endógena, por isso o método de estimação deve levar em conta esta endogeneidade (ANSELIN; BERA, 1998).

Quando o coeficiente ρ é positivo (> 0) e significativo, existe autocorrelação espacial global positiva, indicando que um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas aumenta (diminui) o valor de y na região i , formando *clusters* espaciais. Se ρ for negativo (< 0) e significativo, haverá autocorrelação global negativa, pois um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas diminui (aumenta) o valor de y na região i , implicando em dispersão espacial. Por outro lado, se ρ não for estatisticamente significativo, haverá evidências de ausência de autocorrelação espacial (KLIER; MCMILLEN, 2008).

Dado que o modelo SAR é um modelo de alcance global, uma alteração em uma variável explicativa não afeta apenas a região pelo efeito direto, mas afeta o valor da variável dependente em todas as outras regiões através de um efeito indireto, chamado também de efeito de transbordamento. A soma desses dois efeitos de forma marginal compõe um efeito marginal total (LESAGE, 2008).

- Modelo de erro autoregressivo espacial – SEM

Nesta especificação, a dependência espacial aparece em outro fator não modelado, de modo que é incluído no termo de erro da regressão. Assim, o fator residual com o efeito espacial não afeta as variáveis explicativas, mas a variável dependente. No entanto, esses efeitos não modelados não podem estar correlacionados com as variáveis explicativas.

O modelo SEM pode ser representado pelas Equações 12 e 12.1:

$$y = X\beta + \xi \quad (12)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (12.1)$$

Sendo que λ é o parâmetro autoregressivo espacial para a defasagem espacial do termo de erro $W\xi$, X é uma matriz de variáveis explicativas exógenas, e $\varepsilon \sim (0, \sigma^2 I_n)$ é o resíduo. O termo de erro é composto por uma média dos erros das regiões adjacentes mais um componente aleatório. A dependência espacial no termo do erro (ξ) leva a problemas nas suposições clássicas da regressão, pois este deixa de ser homocedástico e independente espacialmente (ANSELIN; BERA, 1998).

Por ser também um modelo de alcance global, choques ocorrendo em todas as regiões afetam a variável dependente da região i . Os choques se propagam por todas

as regiões, diminuindo a intensidade à medida que se afastam da origem (FINGLETON, 2008).

- Modelo de defasagem espacial com erro autoregressivo espacial- SAC

Uma outra especificação de modelos de alcance global estabelece que a autocorrelação espacial possa ser manifestada na variável dependente e também no termo de erro. Esse modelo também é denominado de SARAR por alguns autores. Pode ser escrito formalmente por:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (13)$$

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad (13.1)$$

Existem duas restrições sobre os parâmetros para garantir estabilidade: $|\rho| < 1$ e $|\lambda| < 1$. Além disso, as matrizes W_1 e W_2 não precisam necessariamente ser iguais, embora comumente usa-se as mesmas matrizes (KELEJIAN; PRUCHA, 1998).

De acordo com Fingleton (2008), um choque em uma determinada região influencia todas as demais devido ao multiplicador espacial reforçado pelo efeito multiplicador do termo de erro.

Nessa especificação do modelo SAC, os elementos do vetor da variável dependente defasada espacialmente são correlacionados com o vetor de erro. A implicação disso é que os parâmetros do modelo não podem ser consistentemente estimados por MQO (KELEJIAN; PRUCHA, 1998).

- Modelo de Durbin espacial - SDM

O modelo SDM (*Spatial Durbin Model*) incorpora o transbordamento espacial nas variáveis explicativas, de alcance local, e também na variável dependente, de alcance global (ALMEIDA, 2012). A estrutura desse modelo é dada pela Equação 14:

$$y = \pi_1 W y + \pi_2 X + \pi_3 W X + \varepsilon \quad (14)$$

Neste modelo pode haver problema de multicolinearidade devido a alta correlação entre as variáveis explicativas e suas defasagens.

- Modelo de Durbin espacial do erro - SDEM

Esse modelo considera os efeitos espaciais nas variáveis explicativas e também no termo de erro, conforme as Equações 15 e 15.1

$$y = X\beta + WX\tau + \xi \quad (15)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (15.1)$$

Segundo Almeida (2012), o alcance local é dado pela defasagem espacial das variáveis independentes e o transbordamento global pela defasagem espacial do termo de erro. As duas defasagens podem ser feitas utilizando a mesma matriz de peso espacial.

A negligência dos efeitos espaciais em modelos cuja utilização destes seja imprescindível de acordo com a teoria e a aplicação prática pode levar a estimativas enviesadas e ineficientes. Segundo Almeida (2012), desconsiderar o efeito espacial relevante de Wy e Wx , ou ambos, pode levar a estimativas enviesadas. Por outro lado, ignorar em $W\xi$ ou $W\varepsilon$ pode causar ineficiência, e não considerar as várias combinações dos efeitos espaciais pode gerar estimativas com viés e ineficientes.

A principal dificuldade da econometria espacial, ao longo do seu desenvolvimento, foi criar e adaptar as metodologias da econometria convencional para estimação dos efeitos espaciais, considerando as violações do modelo clássico pela presença da dependência espacial. A próxima seção se dedica a apresentar as principais metodologias para estimação dos modelos espaciais.

4.2.4 Métodos de estimação para os modelos espaciais

O método dos Mínimos Quadrados Ordinários, muito usado da econometria tradicional, não pode ser utilizado para produzir estimativas consistentes para modelos de regressão espacial. Para o modelo SAR, por exemplo, estimativas de MQO são enviesadas e inconsistentes, já que a esperança matemática do estimador não se torna o próprio estimador. Além disso, também produz estimativas inconsistentes já que o estimador não se aproxima do verdadeiro valor quando se aumenta o número de observações na amostra (ALMEIDA, 2012).

Várias abordagens diferentes foram propostas para estimar os parâmetros de modelos de regressão espacial, sendo os mais conhecidos a estimação por Máxima Verossimilhança - MV proposto por Ord em 1975 e a abordagem de Variáveis Instrumentais- IV ou Método dos Momentos Generalizados- GMM sugerida por Kelejian e Prucha em 1998 (LESAGE, 2008). O estimador de Máxima Verossimilhança é muito eficiente quando se tem a pressuposição válida de normalidade dos resíduos. Já os estimadores pela Variável Instrumental e pelo

Método dos Momentos Generalizados não exigem condições sobre os erros (ANSELIN; BERA, 1998).

O método das IV proposto por Kelejian e Prucha (1998) propõe um estimador para o modelo no qual o termo autorregressivo espacial, WY , é substituído por uma variável instrumental. Essa variável instrumental é obtida de uma regressão de WY em um conjunto de instrumentos, Z . Os instrumentos precisam estar correlacionados com a defasagem espacial da variável dependente, mas não devem estar correlacionados com o termo de erro, garantindo a exogeneidade dos instrumentos. Já o GMM parte de um conjunto de modelos baseado em equações de momento, em que o conjunto de equações especifica um relacionamento conhecido para a população (GREENE, 2012).

Segundo Klier e Mcmillen (2008), os estimadores GMM e IV possuem vantagens sobre a estimativa de MV, pois não necessitam da hipótese de normalidade dos resíduos. Estes usam o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios-MQ2E, que não requer cálculo de determinantes ou inversão de matrizes. Embora a principal vantagem da estimação por Máxima Verossimilhança seja sua eficiência, a especificação de W muitas vezes arbitrária gera questionamentos sobre a eficiência do método quando o verdadeiro modelo é incerto.

O método da Máxima Verossimilhança gera estimativas para os parâmetros populacionais buscando maximizar a probabilidade da amostra dos dados ser oriunda de uma determinada população específica. A Máxima Verossimilhança utiliza uma função de densidade de probabilidade conjunta para as n observações. Essa função identifica o processo gerador dos dados da amostra e fornece uma descrição matemática dos dados que o processo irá produzir. Este método possui propriedades de consistência, eficiência assintótica e normalidade assintótica (GREENE, 2012).

Nos modelos espaciais, a estimação por MV é mais complexa porque os dados são dependentes espacialmente, violando a condição de independência das observações. Nesses casos, há necessidade de efetuar integrações multidimensionais, computar autovalores e inverter matrizes de grande dimensão, necessitando de melhores componentes computacionais (GREENE, 2012).

Para Tyszler (2006, p.88):

De um modo geral os modelos GMM parecem ser mais atrativos que os modelos MV. Em termos operacionais, exceto no caso do modelo SEM, são mais rápidos e consomem menos memória. Em termos econométricos, são mais robustos pois não precisam assumir a

normalidade dos resíduos. Quanto à esperança dos estimadores, eficiência e erros do tipo I e II são muito próximos aos modelos ML na simulação.

De acordo com Anselin e Bera (1998), nos modelos com defasagens espaciais, estimados por GMM ou IV, podem ser usados como instrumentos as defasagens de primeira ordem da variável dependente e também as variáveis explicativas espacialmente defasadas de primeira ordem e de ordem superior, garantindo eficiência do método. Além disso, as estimativas podem ser facilmente executadas por meio de software econométrico padrão, desde que os atrasos espaciais possam ser calculados como resultado de manipulações matriciais comuns.

Conforme proposto por Almeida (2012), o modelo SAR pode ser estimado por Máxima Verossimilhança ou pelo método das Variáveis Instrumentais. Recomenda-se a utilização da MV quando o termo de erro segue uma distribuição normal, e o IV quando essa exigência não é atendida. Para Kelejian e Prucha (1998), bons candidatos a instrumentos no modelo SAR são as defasagens espaciais das variáveis explicativas exógenas (WX ou W^2X), porém desde que atendam a propriedade de exogeneidade. Entretanto, conforme apontado por Lee (2004), ainda sem a normalidade dos resíduos, a estimação por MV pode ser aceita porque produz propriedades desejáveis de consistência, normalidade assintótica e eficiência assintótica, desde que o modelo estimado represente o verdadeiro processo gerador dos dados, ou seja, especificado corretamente na escolha das variáveis exógenas, nas defasagens espaciais e na escolha da matriz de pesos. Nesse caso, o método passa a ser chamado de Quase Máxima Verossimilhança- QMV, válido para grandes amostras.

O modelo SEM dever ser estimado por MV quando a normalidade dos resíduos for garantida, e quando esta não for atendida, ainda assim pode ser estimada por QMV, que gera estimativas consistentes. Também pode ser estimado por GMM, de Kelejian e Prucha (1999), aplicado para pequenas e grandes amostras (ALMEIDA, 2012). Esse método reduz-se ao estimador de Mínimos Quadrados Generalizados Exequíveis- MQGE aplicados a modelos espaciais e é feito em quatro passos: primeiramente estima-se o modelo SEM por MQO e obtém os resíduos; posteriormente colocam-se os resíduos e suas defasagens espaciais no sistema para estimar o parâmetro λ que é associado com $W\xi$ e a variância; em seguida aplicam-se

as transformações de Cochrane-Orcutt gerando variáveis transformadas de y^* e X^* ¹²; por fim estima-se os β s por meio de MQO regredindo as variáveis transformadas de y^* contra X^* (KELEJIAN; PRUCHA, 1999; ALMEIDA, 2012).

Já para o modelo SAC, que especifica um modelo com defasagem espacial na variável dependente e também no termo de erro, os métodos utilizados podem ser a MV quando for garantida a normalidade dos resíduos e o método de MQ2E de Kelejian e Prucha (1998), que não exige a condição de normalidade dos resíduos. Para esse método sugerem-se como instrumentos para a variável dependente defasada e para o erro pelo menos X e W_1X . Para a estimação por MV é exigido, contudo, segundo Anselin (1988), duas restrições sobre os valores dos parâmetros espaciais, para evitar comportamentos explosivos, a saber:

$$|I_n - \rho W_1| > 0 \text{ e } |I_n - \lambda W_2| > 0 \quad (16)$$

Para o modelo Durbin Espacial (SDM), aquele que possui defasagens espaciais na variável dependente (WY) e nas explicativas (WX), assume-se que as variáveis explicativas, bem como suas defasagens, são exógenas. Dessa forma, o problema de se usar MQO está na endogeneidade da defasagem da variável dependente. Sendo assim, os métodos utilizados devem ser MV caso haja normalidade dos resíduos, ou a QMV ou IV/GMM caso os distúrbios não sejam normais (ALMEIDA, 2012).

Para o modelo SDEM, que considera defasagens espaciais nas variáveis explicativas e no termo de erro, a estimação pode ser feita por MV, caso os resíduos sejam normalmente distribuídos, ou pelo GMM de Kelejian e Prucha (1999) e QMV, caso contrário.

De forma geral, é possível verificar que o método tradicional de MQO não é apropriado para estimar regressões com componentes espaciais. Sendo assim, os métodos mais utilizados são a MV e o GMM com variáveis instrumentais. O primeiro muito utilizado quando admite-se o pressuposto de normalidade dos resíduos, e o segundo quando viola-se essa condição, embora em alguns casos a MV possa ainda ser usada.

4.2.5 A escolha dos modelos espaciais em *cross-section*

¹² $y^* = y - \hat{\lambda}Wy$ e $X^* = X - \hat{\lambda}WX$.

Diante de várias especificações de modelos espaciais para dados *cross-section*, a escolha do melhor modelo não é tarefa fácil. Existem algumas medidas de qualidade de ajuste que podem ser úteis nessa etapa. Nas estimações por Máxima Verossimilhança o coeficiente de determinação R-quadrado não é apropriado quando existe a presença de autocorrelação espacial ou heterocedasticidade. No entanto, pode ser usado o valor da função de verossimilhança (LIK), sendo que quanto maior esse valor, melhor será o modelo. De forma complementar, os critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano (BIC) e de Schwartz (SC) também podem ser usados. Estes utilizam o valor da função de verossimilhança na sua estatística e quanto menor seus valores, melhor é o modelo estimado (ANSELIN; BERA, 1998).

Já nas estimações por Variáveis Instrumentais, os chamados Pseudos R-quadrados são uma boa opção. Eles são calculados como a razão entre a variância dos valores ajustados pelo modelo e a variância dos valores observados para a variável dependente (ANSELIN, 1988).

Segundo Almeida (2012), a especificação dos modelos econométricos, espaciais ou não, depende também das teorias sobre os fenômenos estudados. A teoria pode ajudar na definição das defasagens espaciais a ser inserida num modelo, fornecendo os elementos necessários para a correta especificação, buscando captar a dependência ou heterogeneidade espacial. Porém, na maioria dos casos, apenas a teoria não se torna suficiente, sendo, portanto, necessários testes estatísticos baseados em hipóteses para corroborar a escolha do melhor modelo.

Os testes que procuram detectar a dependência espacial são divididos, segundo Florax e Graaff (2004), em testes difusos e focados. Os testes difusos se preocupam apenas em detectar a presença ou não de autocorrelação espacial, sem identificar seu tipo. Já os testes focados indicam o tipo de autocorrelação espacial predominante. Os testes difusos são o I de Moran e o teste de Kelejian-Robinson (KR), e os focados os de Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial na variável dependente, no erro, e em ambos, também realizados na forma robusta. Esses testes são utilizados para determinar a especificação dos modelos espacial, e de forma geral, para a escolha entre dois principais modelos, SAR ou SEM.

O principal teste difuso é o teste de I de Moran proposto por Cliff e Ord (1972). Este procura testar a autocorrelação espacial dos resíduos da regressão e é

uma adaptação do tradicional I de Moran da análise exploratória espacial. A estatística I pode ser obtida por:

$$I = \frac{n}{S_0} \left(\frac{e' W e}{e' e} \right) \quad \text{ou} \quad I = \frac{e' W e}{e' e} \quad (17)$$

Nestas, e é $e = y - X\hat{\beta}$. A hipótese nula aponta que os resíduos da regressão estimada por MQO são distribuídos aleatoriamente no espaço. A estatística do teste é baseada numa variável $z(I)$ padronizada que segue uma distribuição normal. Se esta hipótese nula for rejeitada, os resíduos são correlacionados espacialmente. Entretanto, esse teste não indica se a autocorrelação se manifesta nas variáveis explicativas, na dependente, ou nos resíduos. Além disso, este teste é bastante sensível e pode detectar a dependência espacial de forma errônea, devido à má especificação do modelo, heterocedasticidade, ausência de normalidade dos resíduos, entre outros (ANSELIN; REY, 1991).

Os testes focados, diferentemente dos testes difusos, têm por objetivo especificar a forma assumida pela autocorrelação espacial. A maioria deles é baseado no Multiplicador de Lagrange, um tipo de teste que tem como hipótese nula o modelo restrito. A ideia é tentar descobrir se o modelo irrestrito melhora o poder explicativo de um modelo por meio da maximização da função de log-verossimilhança. Esses testes assumem uma distribuição qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições checadas (ALMEIDA, 2012).

O teste ML_ρ tenta detectar a defasagem espacial na variável dependente. A hipótese nula é $\rho = 0$, assumindo que o parâmetro do erro autoregressivo de um modelo geral seja igual a 0 ($\lambda = 0$). Este teste segue uma distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade e pode ser calculado com base nos resíduos de uma regressão estimada por MQO. A estatística do teste é dada pela Equação 18:

$$ML_\rho = \frac{\left(\frac{e' W y}{s^2} \right)^2}{\left\{ \frac{(W X \hat{\beta})' M W X \hat{\beta}}{s^2} + tr [W' W + W^2] \right\}} \quad (18)$$

Já o teste ML_λ é um teste para a autocorrelação espacial em um modelo tipo SEM. A hipótese nula é $\lambda = 0$, assumindo que $\rho = 0$. A especificação é dada por:

$$ML_\lambda = \frac{\left(\frac{e' W e}{s^2} \right)^2}{tr [W' W + W^2]} \quad (19)$$

Este segue também uma distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade (FLORAX; GRAAFF, 2004).

Os dois testes de Multiplicador de Lagrange apresentados acima possuem suas versões robustas, ML^*_λ e ML^*_ρ , já que na sua forma normal apresentam alguns problemas relacionados ao poder dos testes, pois rejeitam a hipótese nula com muita facilidade. Para corrigir esse problema, estes testes incorporam um fator de correção procurando levar em conta a influência da autocorrelação na variável dependente, ou no erro (FLORAX; GRAAFF, 2004).

As suas hipóteses nulas permanecem as mesmas, ao passo que as estatísticas passam a ser:

$$ML^*_\lambda = \frac{[d_\lambda - T\sigma^2 C^{-1} d_\rho]^2}{[T(1 - T\sigma^2 C)]} \quad (20)$$

$$ML^*_\rho = \frac{[d_\rho - d_\rho]^2}{\frac{C}{\sigma^2} - T} \quad (21)$$

$$C = (WX\hat{\beta})' M(WX\hat{\beta}) + T\sigma^2 \quad (22)$$

$$T = tr[W'W + W^2] \quad (23)$$

Os testes e procedimentos apresentados até aqui são normalmente utilizados antes de especificar um modelo espacial, feitos com regressões *cross-section* estimadas por MQO. Entretanto, existem alguns testes que são realizados após a estimação dos modelos espaciais, realizados a partir de estimações por Máxima Verossimilhança, também com o objetivo de identificar a melhor forma do modelo. Estes testes são: Wald, Razão de Verossimilhança e Anselin-Kelejian, este último baseado no método das Variáveis Instrumentais.

A ideia é que após se estimar um modelo espacial, não deve mais haver autocorrelação espacial nos resíduos da regressão, indicando que a dependência espacial foi captada e o modelo é adequado. É preciso, dessa forma, eliminar a autocorrelação espacial dos resíduos após a estimação do modelo espacial (ALMEIDA, 2012).

O teste de Anselin-Kelejian é um teste baseado na fórmula do I de Moran calculado com os resíduos de MQ2E ou Variáveis Instrumentais, em vez de resíduos de MQO. Permite, dessa forma, analisar a dependência espacial em modelos com variáveis explicativas exógenas, endógenas e também variáveis dependentes

defasadas espacialmente. A hipótese nula desse teste é a aleatoriedade espacial (ANSELIN; KELEJIAN, 1997).

A partir da utilização desses testes de especificação de modelos espaciais, alguns autores elaboraram vários procedimentos sequenciais que podem ser usados. Anselin et al. (1996) sugerem os seguintes passos:

- Estimar o modelo clássico de regressão linear *cross-section* por meio de MQO;
- Utilizar os testes ML_ρ e ML_λ para testar a hipótese nula de autocorrelação espacial devido a defasagem espacial ou erro autoregressivo espacial.
- Se ambos os testes não forem estatisticamente significativos, estimar o modelo clássico sem dependência espacial. Caso contrário, seguir o próximo passo;
- Se apenas o teste ML_ρ for estatisticamente significativo, o modelo especificado deve ser o SAR. Se apenas o teste ML_λ for estatisticamente significativo, deve se estimar o modelo SEM. Caso ambos os testes forem significativos, seguir para o próximo passo;
- Utilizar as versões robustas dos testes. Se ML^*_ρ for significativo, escolher o modelo SAR. Se ML^*_λ for significativo, adotar o modelo SEM. Caso ambos sejam significativos, escolher o que for mais significativo. Se $ML^*_\rho > ML^*_\lambda$ estimar o modelo SAR. Se $ML^*_\lambda > ML^*_\rho$, estimar o modelo SEM.

Já Almeida (2012) elabora o seguinte procedimento:

- Estimar um modelo sem defasagem espacial por MQO;
- Testar os resíduos da regressão por meio de algum teste de autocorrelação espacial difuso, I de Moran ou teste KR;
- Se não houver evidências de autocorrelação espacial, estimar o modelo tradicional sem dependência espacial. Caso contrário, seguir para o próximo passo;
- Estimar diversos modelos espaciais. O melhor modelo precisa atender duas condições de forma sequencial: não apresentar evidências de autocorrelação espacial nos resíduos; possuir os menores valores para os critérios de informação.

Portanto, o objetivo de utilizar os testes e procedimentos foi identificar a melhor especificação que capture a dependência espacial. Uma forma incorreta do modelo espacial pode levar a manutenção da autocorrelação espacial nos resíduos, prejudicando as inferências causais e violando as pressuposições da correta estimação.

4.2.6 Testes dos pressupostos clássicos para as regressões espaciais

Conforme exposto, a escolha das melhores especificações para a autocorrelação espacial e a escolha dos melhores métodos de estimação dependem de vários fatores. Nesta seção são apresentados alguns testes que objetivam evidenciar a presença de normalidade dos resíduos, multicolinearidade e heterocedasticidade, bem como as formas como esses problemas podem ser corrigidos nos modelos espaciais.

Segundo Almeida (2012), existe um teste que permite identificar a normalidade dos resíduos nas regressões espaciais *cross-section* para determinar o melhor método de estimação, se a Máxima Verossimilhança, quando os resíduos são normais, ou as Variáveis Instrumentais ou Método Generalizados dos Momentos, quando os resíduos não são normais. O teste de Jarque Bera tem como hipótese nula a normalidade dos resíduos.

Além desse teste, normalmente realizam-se outros como o teste de multicolinearidade e heterocedasticidade. O teste de multicolinearidade é realizado por meio do *Conditional Number*, sendo indícios de multicolinearidade um valor acima de 110. Já o teste de heterocedasticidade é realizado pelas estatísticas de Breusch-Pagan e Koenker-Basset. O primeiro se refere a um modelo com erros normais, e o segundo quando os resíduos não seguem o pressuposto da normalidade. A hipótese nula de ambos indica que os resíduos são homocedásticos. Estes testes são comumente realizados quando as regressões espaciais são estimadas por MQO e ajudam a informar quais os melhores métodos de estimação a serem utilizados (ALMEIDA, 2012).

Nos modelos espaciais, a presença de heterocedasticidade pode ser devido a presença de autocorrelação espacial, e ela provoca perda de eficiência das estimativas. Quando a forma de heterocedasticidade é conhecida, alguns

procedimentos de estimação podem ser utilizados. No entanto, quando sua forma não é conhecida, normalmente usa-se o cálculo dos erros padrão robustos, proposto por White (1980).

É possível casos em que a autocorrelação espacial e a heterocedasticidade ocorrem de forma simultânea em um modelo, e a forma desta última na maioria dos casos é desconhecida. Almeida (2012) propõe alguns elementos essenciais para detectar a presença da heterocedasticidade ou a presença conjunta dela com a dependência espacial.

Segundo Almeida (2012), existem de forma geral dois casos: o primeiro quando no modelo há apenas heterocedasticidade e ausência de autocorrelação espacial; o segundo quando detecta-se a presença de autocorrelação espacial e heterocedasticidade nos resíduos.

Na primeira situação, se a forma da heterocedasticidade for conhecida, é possível usar modelos de erros heterocedásticos, já se a forma não for conhecida, deve-se estimar o modelo com erros padrão robustos. Já no segundo caso, primeiramente é preciso identificar se a presença de heterocedasticidade é devido à autocorrelação espacial. Deve-se modelar a dependência espacial e checar os resíduos para verificar se a heterocedasticidade ainda permanece. Se ela não estiver mais presente nos resíduos, significa que era devido aos efeitos espaciais. Por outro lado, se ela ainda for presente no modelo, mesmo depois de modelado a dependência espacial, é preciso utilizar métodos que consideram ela conjuntamente com a dependência espacial. No entanto, é necessário descobrir se a heterocedasticidade é conhecida ou não. Se for conhecida, modela-se utilizando os erros heterocedásticos em grupos. Se não for conhecida, utiliza-se os modelos espaciais calculando os erros padrão robustos ou usa-se os estimadores de Kelejian e Prucha (1998) ou GMM.

Portanto, além da dependência espacial, é preciso tomar cuidado com a heterocedasticidade. Caso ela seja verificada é preciso utilizar os métodos apropriados para sua correta especificação visto que ela poder tornar as estimativas ineficientes.

4.3 ESPECIFICAÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL PARA OS DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Até agora foi apresentado as especificações espaciais para dados em *cross-section*, principalmente para embasar o atendimento ao objetivo geral do trabalho. Entretanto, quando se tem várias informações ao longo do tempo, é possível construir o chamado painel de dados. Nesta seção são apresentados os métodos mais tradicionais de dados em painel, primeiramente sem efeito espacial, posteriormente com dependência espacial, para estimar os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. O objetivo foi tentar identificar quais as variáveis relevantes que explicam o consumo de energia elétrica nos municípios paranaenses.

4.3.1 Painel de Dados

Um painel de dados, segundo Wooldridge (2002), é um conjunto que inclui dados *cross-section* ao longo do tempo. As unidades de corte transversal são acompanhadas ao longo do tempo. A principal justificativa para a utilização de dados em painel é mitigar o problema de viés de variáveis omitidas. Na estrutura do painel, a questão mais importante é se os efeitos não observados são (ou não) correlacionados com as variáveis explicativas ou com o termo de erro. A utilização de dados em painel apresenta algumas vantagens em relação aos dados de corte transversal, tais como: maior variabilidade dos dados; menor colinearidade entre as variáveis; mais graus de liberdade; e mais eficiência (ELHORST, 2003; GUJARATI; PORTER, 2011).

A modelagem de dados em painel permite quatro especificações diferentes. A primeira é chamada de *Pooled*, ou dados empilhados, em que todas as observações do painel são empilhadas e estimadas por meio de MQO, não levando em conta a natureza dos dados de painel. A segunda consiste em estimar um modelo de Mínimos Quadrados inserindo variáveis *dummy* (MQVD) para captar os efeitos fixos, sendo que cada unidade individual possui um intercepto próprio. A terceira se refere a um modelo de efeitos fixo dentro de um grupo, em que é levado em conta cada variável como um desvio de seu valor médio. E por fim, um modelo de efeitos aleatórios, possibilitando que cada unidade individual tenha um intercepto, pressupondo que esses sejam uma realização aleatória da população (GUJARATI; PORTER, 2011).

De acordo com Greene (2012), um modelo geral de dados em painel é dado pela Equação 24:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Nesta, o subscrito *it* refere-se a dados que variam no tempo e para indivíduos, *i* varia apenas para o individuo, mas não no tempo, *X* é um vetor de variáveis explicativas, ε é o termo de erro. O termo $z'_i\alpha$, às vezes é substituído apenas por c_i , e refere-se a heterogeneidades individuais, que podem ser diretamente observáveis ou não. Quando esses efeitos individuais são observáveis, eles podem ser estimados por MQO sem problemas. No entanto, quando essas heterogeneidades não são observáveis, o estimador de MQO pode se tornar enviesado e inconsistente. Quando os efeitos não observáveis ($z'_i\alpha$) são correlacionados com as variáveis explicativas (X_{it}) fere-se a suposição da média independente, nesse caso $E[c_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots] = h(X_i)$ e o MQO se torna inapropriado, devido ao viés da variável omitida. Sendo assim, o modelo deve ser estimado considerando os efeitos fixos. A partir da soma e da subtração do termo $h(X_i)$, tem-se:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$y_{it} = X'_{it}\beta + h(X_i) + \varepsilon_{it} + [c_i - h(X_i)] \quad (26)$$

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} + [c_i - h(X_i)] \quad (27)$$

Como agora o termo $[c_i - h(X_i)]$ não é mais correlacionado com as variáveis explicativas, e a heterogeneidade individual está inserida no modelo, este pode ser absorvido aos resíduos sem problema e estimado por MQO, deixando a estimação da seguinte forma:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

Por outro lado, quando os efeitos não observáveis ($z'_i\alpha$) não são correlacionados com as variáveis explicativas, eles seguem a suposição de média independente, $E[c_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots] = \alpha$, e o modelo pode ser estimado considerando os efeitos aleatórios, dados por:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + E[z'_i\alpha] + \{z'_i\alpha - E[z'_i\alpha]\} \varepsilon_{it} \quad (29)$$

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

$$\eta_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha + \eta_{it} \quad (32)$$

Ou seja, a heterogeneidade individual não observada (μ_i) pode ser incluída no termo de erro η_{it} . Esse modelo pode ser estimado por Mínimos Quadrados Generalizados- MQG.

O modelo *Pooled*, por sua vez, pode ser estimado por MQO e tem a seguinte especificação:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha + \varepsilon_{it} \quad (33)$$

A escolha do melhor modelo a ser especificado envolve alguns testes. O primeiro analisa a escolha entre o modelo *Pooled* e o modelo de efeito fixo por meio do uso da estatística F. O modelo empilhado é o modelo restrito, pois considera um parâmetro único para todos os indivíduos, e o modelo de efeito fixo é o modelo irrestrito. A hipótese nula é que todos os interceptos diferenciais são iguais a 0 indicando um modelo *Pooled*. A rejeição da hipótese nula implica na escolha do modelo de efeito fixo. A estatística F é dada por (GREENE, 2012):

$$F_{(n-1, nT-n-k)} = \frac{\frac{(R^2_{MQVD} - R^2_{POOLED})}{(n-1)}}{\frac{1-R^2_{MQVD}}{(nT-n-k)}} \quad (34)$$

Gujarati e Porter (2011) relatam ainda, que no modelo de efeito fixo, não apenas os indivíduos podem possuir interceptos individuais, mas também é possível permitir que o efeito tempo seja captado pelas variáveis *dummy*, sendo então chamado de modelo de efeitos fixos bidirecionais, ao considerar os efeitos fixos dos indivíduos e do tempo. No entanto, deve-se tomar cuidado com a inserção de muitas variáveis *dummy* pois elas acarretam na perda de graus de liberdade da estimação, prejudicando as análises estatísticas, e também podem gerar multicolinearidade nos dados.

O segundo teste envolve a escolha entre o modelo *Pooled* e o modelo de efeito aleatório. É um teste do tipo Multiplicador de Lagrange desenvolvido por Breuch e Pagan (1980) baseado nos resíduos de MQO. A hipótese nula é $H_0: \sigma_u^2 = 0$, ou seja, o melhor seria um modelo empilhado, dado que a variância do erro é 0 e não há nenhuma diferença significativa entre as unidades, sem efeito de painel. A rejeição da hipótese nula implica que o melhor modelo é o de efeito aleatório (GREENE, 2012). A estatística LM é dada por:

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{t=1}^n (T\bar{\varepsilon}_i)^2}{\sum_{t=1}^n \sum_{t=1}^T (\varepsilon^2_{it})} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_1 \quad (35)$$

Por fim, o teste de Hausman envolve a escolha entre o modelo de efeito fixo e o de efeito aleatório. A hipótese nula do teste é que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de efeito aleatório não diferem substancialmente, sendo o melhor modelo o de efeito aleatório. A rejeição da hipótese nula implica na escolha do modelo de efeito fixo. A estatística segue uma distribuição qui-quadrado com $k - 1$ graus de liberdade e é dada pela Equação 36 (GREENE, 2012):

$$H = (b_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [V_{FE} - V_{RE}]^{-1} (b_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (36)$$

Além dos testes para escolha da melhor especificação dos modelos de dados em painel, outros testes foram realizados. Um teste é feito para verificar a existência de efeitos não observados, individuais e temporais. Esse teste foi desenvolvido por Wooldridge (2002) e verifica a hipótese nula de correlação nula entre erros do mesmo grupo, ou seja, inexistência de efeitos não observados. É válido sob heterocedasticidade e não necessita da normalidade dos resíduos. Outro teste é a verificação da existência de efeitos individuais e temporais nos dados, para definir a inclusão desses num modelo de efeito fixo. Esse teste é feito por meio da estatística LM de Breusch-Pagan (1980) e do teste F desenvolvido por Moulton e Randolph (1989), sob hipótese nula de não haver efeito individual ou temporal no modelo (BALTAGI, 2005).

Na especificação de dados em painel também foi testado os pressupostos de homocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, sendo corrigido caso ocorra alguns problemas de acordo com as sugestões de Greene (2012). Para ele, os modelos de dados em painel são considerados extensões do modelo de regressão clássico, e assim, também é possível tratar a heterocedasticidade calculando os estimadores de mínimos quadrados generalizados comuns ou viáveis e obter estimadores robustos da matriz de covariância.

Apesar da modelagem de dados em painel ser bastante utilizada e adequada, a existência de efeitos espaciais não levados em consideração pode gerar estimações não tão boas. Na próxima seção é apresentado a inserção dos efeitos espaciais no modelo de dados em painel.

4.3.2 Painel Espacial

A partir da especificação do modelo de dados em painel, foi realizado dois testes para verificar a hipótese da dependência transversal dos dados, ou seja, se as unidades mais próximas estão mais correlacionadas do que as unidades mais distantes. Normalmente em dados de painel supõe-se que os erros são independentes para cada unidade de análise, ou seja, que as unidades de corte transversal são independentes entre si. Isso geralmente é verdadeiro em painéis relativamente grandes ($t > n$), mas não para painéis curtos, além de que não se torna comumente válido quando as observações são unidades espaciais (CROISSANT, MILLO, 2019).

Hoyos e Sarafidis (2006) relatam que um corpo extenso de literatura afirma que dados em painel provavelmente apresentem dependência transversal entre os termos de erro que são devidos a choques comuns ou fatores não observados e a dependência espacial das unidades. Isso implica fortes interdependências entre unidades transversais, violando a suposição da independência entre as observações.

O primeiro teste utilizado foi o teste CD(p) (*Cross-section Dependence*), versão local do teste geral de Pesaran (2004) para dependência transversal geral. Este teste local é completamente espacial pois usa uma matriz de pesos espaciais de proximidade binária. Ele leva em consideração um subconjunto de unidades transversais vizinhas para verificar a hipótese nula de não existência de dependência espacial nos dados da seção transversal contra a hipótese alternativa da dependência espacial nos dados, ou seja, dependência apenas entre vizinhos. O teste CD(p) é flexível e bem comportado em pequenas amostras, no entanto, ele não tolera correlação serial e pode ser sensível a tipos não-espaciais de dependência (CROISSANT, MILLO, 2019).

Para tentar evitar esse problema, o segundo teste, teste RW de Millo e Pirras (2018), emprega um procedimento de permutação para produzir um grande número de matrizes aleatórias de vizinhança e, em seguida, compara a estatística CD(p) na verdadeira ordenação espacial com a população dos que estão randomizados. Ele procura identificar se a correlação é verdadeiramente espacial ou devido à influência de fatores comuns no processo que originou os dados e determina se existe alguma correlação espacial adequada após o controle da correlação transversal (CROISSANT, MILLO, 2019).

A hipótese nula desses testes é que os dados de corte transversal são independentes entre si, apresentando distúrbios simetricamente distribuídos e resíduos não correlacionados entre as unidades, não havendo nenhuma dependência

espacial. Se a hipótese nula for rejeitada, há evidências que existe correlação espacial entre as unidades, sendo, portanto, necessário a especificação de um painel de dados espacial (PESARAN, 2004; HOYOS; SARAFIDIS, 2006).

Caso se verifique a existência da dependência espacial, serão utilizados modelos espaciais de dados em painel para identificar os determinantes do consumo de energia elétrica no período escolhido. O modelo espacial para dados em painel alia o efeito espacial com dados em vários momentos do tempo. É considerado uma sofisticação da econometria espacial convencional. Unir dados espaciais com séries de tempo possibilita algumas vantagens como: maiores informações, correção do problema de seleção, menor colinearidade e maior variação (ALMEIDA, 2012; STEGE, 2015).

Um modelo de dados em painel espacial consegue acomodar a dependência espacial e a heterogeneidade espacial, chamada de efeito não observado. Existem duas possibilidades para modelagem desses efeitos: efeito fixo quando a heterogeneidade não observada se manifesta nos interceptos; e efeito aleatório quando se manifesta no termo de erro (ALMEIDA, 2012).

Segundo Elhorst (2003), as estimações de Mínimos Quadrados Ordinários são inadequadas quando são incorporados efeitos espaciais. Nos modelos em que existe a autocorrelação espacial na forma do erro, o estimador permanece imparcial, mas perde a eficiência. Já nos modelos em que o efeito espacial se manifesta na variável dependente, o estimador de MQO se torna inconsistente e parcial. Uma alternativa viável é a utilização do método da Máxima Verossimilhança.

O modelo de painel de dados espaciais de efeito fixo assume que as diferenças das unidades espaciais são captadas nos diferentes interceptos. Dessa forma, o modelo permite controlar as características não observáveis e eliminar o viés das variáveis omitidas. Assume-se, nesse caso, que os efeitos não observados estão correlacionados com as variáveis explicativas (ALMEIDA, 2012).

Um modelo de efeito fixo geral com dependência espacial é apresentado nas Equações 37 e 38:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W_1 y_{it} + X_{it} \beta + W_1 X_{it} \tau + \xi_{it} \quad (37)$$

$$\xi_{it} = \lambda W_2 \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (38)$$

Em que $W_1 y_{it}$ é a defasagem espacial da variável dependente; $W_1 X_{it} \tau$ representa as defasagens espaciais de um vetor de variáveis explicativas exógenas;

$W_2\xi_{it}$ é a defasagem espacial dos erros; W é uma matriz de pesos espaciais definidas segundo algum critério e invariante para todos os anos do painel espacial; ρ e λ são os parâmetros espaciais; τ é um vetor de parâmetros espaciais; e α_i indica os efeitos fixos.

Impondo restrições aos parâmetros espaciais é possível obter várias especificações de modelos espaciais de dados em painel com efeito fixo.

Quando $\rho \neq 0$, $\tau = 0$ e $\lambda = 0$, o modelo se torna SAR de efeito fixo:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

Já o modelo SDM pode ser especificado se $\rho \neq 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda = 0$:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + W X_{it}\tau + \varepsilon_{it} \quad (40)$$

Quando $\rho = 0$, $\tau = 0$ e $\lambda \neq 0$, o modelo obtido é o SEM:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \xi_{it} \quad (41)$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

Por sua vez, se $\rho \neq 0$, $\tau = 0$ e $\lambda \neq 0$, o modelo passa a ser o SAC:

$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + \xi_{it} \quad (43)$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (44)$$

Por fim, se $\rho = 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda \neq 0$, a especificação se torna SDEM:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + W X_{it}\tau + \xi_{it} \quad (45)$$

$$\xi_{it} = \lambda W \xi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (46)$$

A estimação de modelos de dados em painel de efeito fixo com efeito espacial torna-se bastante complexa devido a capacidade de levar em conta os efeitos fixos e também a dependência espacial. Não tratar esses dois aspectos de maneira apropriada pode gerar inconsistência e enviesamento nas estimativas. Os principais estimadores que buscam estimar os modelos de dados em painel, ambos com efeito fixo e dependência espacial são: Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy-MQVD, Método das Primeiras Diferenças, Estimador *Whitin* e Máxima Verossimilhança (ALMEIDA, 2012).

Segundo Elhorst (2003), as funções de log-probabilidade do método MV para o modelo de erro espacial e defasagem espacial são dadas por:

$$\ln L = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \sum_{i=1}^N \ln(1 - \delta\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T e_t' e_t, e_t \quad (47)$$

O Método dos Mínimos Quadrados com Variáveis Dummy consiste em incluir variáveis *dummy* para cada unidade espacial, estimando o modelo geral por MQO. No entanto, para acomodar a possível endogeneidade que pode existir quando, por exemplo, um modelo incluir a variável dependente defasada espacialmente (SAR), a melhor opção é estimar por Variáveis Instrumentais, usando como instrumentos WX_{it} , as variáveis explicativas defasadas espacialmente. Por outro lado, se o modelo especificado for o modelo SDM, deve-se estimar por IV utilizando W^2X_{it} como instrumento (ALMEIDA, 2012).

A utilização do Método das Primeiras Diferenças serve para remover os efeitos fixos não observados. Primeiramente defasa-se temporalmente as variáveis, subtrai-se o modelo sem defasagem temporal e por fim estima-se os modelos de defasagem espacial utilizando as variáveis transformadas. Já o estimador *Whitin* considera o modelo de feitos fixos baseado em termos de desvio da média dentro do grupo composto pelas unidades de corte transversal. Por fim, o método da Máxima Verossimilhança pode ser usado para estimar o modelo SAR e o modelo SDM, a única diferença é que a MV não faz correções nos graus de liberdade. Este método dá ênfase nos parâmetros β , ρ e σ^2 , mas pode ser adaptado para o modelo SEM (ELHORST, 2003; ALMEIDA, 2012).

O problema da MV é que a consistência das estimativas requer que o modelo seja bem especificado, sem omissão de variáveis relevantes e na ausência de variáveis explicativas endógenas, além de necessitar que o erro seja normalmente distribuído em amostras finitas. Recentemente alguns autores também têm aplicado o método GMM para estimação de painéis espaciais, produzindo estimativas robustas para o erro padrão (ELHORST, 2003; ALMEIDA, 2012).

Segundo Croissant e Millo (2019), Kelejian e Prucha (1999) propuseram o Método dos Momentos Generalizados. Este é bastante equivalente ao método da Máxima Verossimilhança, mas é consistente independentemente da normalidade dos resíduos e computacionalmente mais fácil, já que não requer o cálculo de determinantes. Porém, uma desvantagem é que os erros padrão não estão disponíveis para o parâmetro espacial (ρ).

Croissant e Millo (2019, p. 268) apontam que:

“Na estimação por GMM, podem ser empregadas três diferentes maneiras. O mais simples é considerar apenas as três primeiras condições de momento. A segunda maneira é empregar todos os seis momentos na estimativa dos três parâmetros desconhecidos, ponderando-os através de

uma matriz de covariância calculada sob a suposição de erros normalmente distribuídos. O terceiro e o último prosseguem como o segundo, usando todos os momentos disponíveis, mas emprega uma matriz de ponderação simplificada.”

Conforme apontado por Croissant e Millo (2019), não há diferença substancial entre os coeficientes estimados pelos métodos GMM ou MV. Além do que, o método GMM não fornece uma estimativa de dispersão para ρ , inviabilizando teste de significância. Isso pode explicar a tendência de os pesquisadores utilizarem o método MV ao invés do GMM.

Anselin (1988) sugere ainda utilizar o método dos Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis- MQGF corrigidos tanto pela matriz de ponderações *cross-section weights* para resolver os problemas de heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos no modelo de painel espacial de efeitos fixos. Elhorst (2003) também sugere que em painéis onde o período de tempo é pequeno, pode ser considerado o efeito fixo de tempo, pela inclusão de *dummies* temporais.

Alternativamente ao modelo espacial de dados em painel com efeito fixo, o modelo de efeitos aleatórios considera os efeitos não observados invariantes no tempo, como uma variável aleatória, que pode ser considerada como um componente do termo de erro. Nesse caso, os efeitos não observados não são correlacionados com as variáveis explicativas. Um modelo geral de efeitos aleatórios sem dependência espacial é apresentado nas Equações 48 e 49.

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \eta_{it} \quad (48)$$

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (49)$$

A partir desses adapta-se para um modelo com dependência espacial, nas Equações 50 e 51.

$$y_{it} = \alpha + \rho W_1 y_{it} + X_{it}\beta + W_1 X_{it}\tau + \eta_{it} \quad (50)$$

$$\eta_{it} = \lambda W_2 \eta_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (51)$$

Aplicando-se restrições aos parâmetros espaciais, obtém-se vários modelos espaciais:

Quando $\rho \neq 0$, $\tau = 0$ e $\lambda = 0$, o modelo se torna SAR:

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + \eta_{it} \quad (52)$$

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (53)$$

Se $\rho \neq 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda = 0$ tem-se o modelo SDM:

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \tau + \eta_{it} \quad (54)$$

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (55)$$

Já quando $\rho = 0$, $\tau = 0$ e $\lambda \neq 0$, o modelo obtido é o SEM:

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + \eta_{it} \quad (56)$$

$$\eta_{it} = \lambda W \eta_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (57)$$

Agora se $\rho = 0$, $\tau \neq 0$ e $\lambda \neq 0$, a especificação se torna SDEM:

$$y_{it} = \alpha + X_{it} \beta + W X_{it} \tau + \eta_{it} \quad (58)$$

$$\eta_{it} = \lambda W \eta_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (59)$$

Para os modelos de painel espacial com efeitos aleatórios, o método de estimação sugerido por Elhorst (2003) é a Máxima Verossimilhança, embora em alguns casos possa ser bastante trabalhoso.

O modelo de efeitos aleatórios pode ser estimado consistentemente quando n tende ao infinito, quando t tende ao infinito, ou quando ambos, t e n , tendem ao infinito. As unidades espaciais devem ser representativas de uma população maior. Mas um problema nessa especificação surge quando existem irregularidades nas unidades espaciais e estas se referem, por exemplo, a todos os municípios de um determinado estado, sendo a população amostrada exhaustivamente. Nesses casos, o modelo de efeitos fixos parece ser mais apropriado (ELHORST, 2003).

Croissant e Millo (2019) apontam também que o modelo de efeitos aleatórios é considerado consistente com indivíduos amostrados de uma população potencialmente infinita e rejeitam sua utilização de forma plausível em modelos espaciais onde a amostragem geralmente ocorre em um conjunto fixo regiões. Sendo assim, o modelo de efeitos fixos é mais atraente mesmo quando n é grande e t é pequeno.

Segundo Millo e Piras (2012), para o modelo aleatório de erro espacial (SEM) existem duas especificações, a de Baltagi e a de Kapoor, Kelejian e Prucha. Embora os dois processos de geração de dados pareçam semelhantes, eles implicam diferentes mecanismos de transbordamento espacial geridos por uma estrutura diferente da matriz de covariância de variância implícita. De acordo com Croissant e Millo (2019), na especificação de Baltagi o erro idiossincrático é espacialmente correlacionado, já na de Kapoor, Kelejian e Prucha, o mesmo processo espacial se aplica ao componente de erro individual e ao idiossincrático. Em um modelo de efeitos aleatórios, as duas especificações resultam em estimativas um pouco

diferentes, o que não ocorre num modelo de efeito fixo. Como a especificação de Kapoor, Kelejian e Prucha é considerada mais simples, ela normalmente é a escolhida.

Assim como existem alguns procedimentos que devem ser realizados para a estimação e testes dos pressupostos para um modelo de dados em painel tradicional, também deve-se seguir alguns passos na determinação de um modelo de painel espacial. No desenvolvimento metodológico mais recente, já é possível realizar o teste de Hausman para painel espacial. O objetivo do teste continua sendo verificar qual a especificação mais adequada, se de efeito fixo ou efeito aleatório (BELOTTI; HUGHES; MORTARI, 2017). Mutl e Pfaffermayr (2011) desenvolveram o teste de Hausman para um modelo de dados do painel espacial em que se compara os estimadores de efeitos aleatório e fixo e testa se a suposição de efeito aleatório é ou não suportada pelos dados. Não sendo rejeitada a hipótese de efeitos aleatórios, os métodos de efeitos aleatórios devem ser utilizados.

Millo e Piras (2018) desenvolveram os testes LM para escolha entre SAR e SEM incorporados ao painel de dados, que até então só estavam disponíveis para dados transversais. Os testes de Multiplicadores de Lagrange para escolha entre SAR e SEM podem ser do tipo condicional ou do tipo localmente robusto, que possui propriedades estatísticas sub-ótimas em relação aos testes condicionais ideais. Estes assumem que não há componente SEM (SAR) no processo de geração de dados, e quando rejeitados, indicam haver esses efeitos espaciais. Estes testes podem ainda ser elaborados controlando efeitos individuais, eliminando assim qualquer efeito individual, do tipo aleatório ou fixo, para confirmar a escolha dos modelos.

Além desses procedimentos, dois tipos de testes são possíveis para ajudar na escolha dos melhores modelos de dados em painel espacial a partir de um modelo abrangente geral estimado, com erro e *lag* espacial: testes do tipo Wald, exigindo apenas uma estimativa do modelo geral, e testes de Razão de Verossimilhança, exigindo tanto o abrangente quanto o restrito (CROISSANT; MILLO, 2019).

Elhorst (2014a) sugere o teste de Razão de Verossimilhança (LR), baseado na função log de Verossimilhança. Nesse teste comparam-se dois modelos, um irrestrito e outro restrito, impondo restrições sobre os parâmetros espaciais neste caso. A hipótese nula é o modelo restrito. Segundo Castro (2019), após a estimação dos modelos de painel espacial deve-se definir a melhor especificação. Para isso, a autora usou o teste LR impondo restrições aos parâmetros espaciais. O modelo SEM

derivado do modelo SAC impondo a restrição $\rho = 0$. O modelo SAR a partir do SAC impondo $\lambda = 0$, ou a partir do SDM impondo $\tau = 0$. A partir do SDEM, impondo $\tau = 0$ obtém-se o SEM. A estatística do teste, segundo Croissant e Millo (2019) é apresentada pela Equação 60:

$$LR_{\rho \mid \lambda} = 2[\ln L(\hat{\rho}, \hat{\lambda}, \hat{\beta}) - \ln L(\tilde{\lambda}, \tilde{\beta})] \sim \chi_1^2 \quad (60)$$

E simetricamente para $\lambda \mid \rho$.

Já os testes do tipo Wald são testes z para a significância do parâmetro relevante no modelo abrangente, ρ e λ , para que sua importância substancial possa ser avaliada. Assim, a partir das estimativas do modelo geral (CROISSANT; MILLO, 2019), a estatística é dada pela Equação 61:

$$Wald_{\rho \mid \lambda} = \frac{\hat{\rho}}{\sqrt{\hat{V}(\hat{\rho})}} \sim N(0,1) \quad (61)$$

E simetricamente para $\lambda \mid \rho$.

Portanto, para estimar os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses, foi utilizado o ferramental de dados em painel e painel espacial, buscando utilizar métodos que gerem estimações eficientes e não viesadas. Neste estudo, o painel espacial é balanceado e utiliza a mesma matriz de pesos espaciais para todos os períodos de análise.

4.4 HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS APLICADA AO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Essa seção busca explicar a metodologia usada para atender ao segundo objetivo específico do trabalho. Segundo a literatura, a hipótese da curva de Kuznets pode ser testada por meio da Equação 62:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^2 + \beta_3 Z_{i,t} + e_{i,t} \quad (62)$$

Nesta, $Y_{i,t}$ representa a variável objeto de estudo, $X_{i,t}$ a renda *per capita* ou o PIB *per capita*, $Z_{i,t}$ são outras variáveis que afetam a variável dependente, α_i representa o efeito específico da unidade, θ_t o efeito específico de tempo, $e_{i,t}$ é o termo de erro. Quando β_1 for positivo e β_2 apresentar sinal negativo e significativo, a

hipótese será confirmada. Ao incluir variáveis adicionais, é possível reduzir o valor residual da variação na relação entre as variáveis e, portanto, gerar estimativas mais precisas.

As especificações para testar se o consumo de energia elétrica está se reduzindo nos municípios paranaenses a partir do aumento do PIB são dadas pelas Equações 63 e 64:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 P_{it} + \beta_2 P_{it}^2 + \beta_3 X + \mu_{it} \quad (63)$$

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 P_{it} + \beta_2 P_{it}^2 + \beta_3 P_{it}^3 + \beta_3 X + \mu_{it} \quad (64)$$

Em que Y_{it} representa o consumo de energia elétrica *per capita* no município i no tempo t ; P representa o PIB *per capita*, P^2 o PIB *per capita* elevado ao quadrado e P^3 o PIB *per capita* ao cubo; X representa um vetor de outras variáveis inseridas no modelo como unidades consumidoras por km^2 , densidade demográfica, participação da indústria no PIB, abertura comercial, número de empregos formais *per capita* e número de estabelecimentos ativos por km^2 ; μ_{it} representa o termo de erro. Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais.

Conforme Grossman e Krueger (1995), Rothman e Bruyn (1998) e Suri e Chapman (1998), na Equação 63, se o coeficiente do PIB *per capita* for positivo e o PIB *per capita* ao quadrado for negativo e significativo, haverá indícios de que existe uma relação invertida em “U” entre o consumo de energia *per capita* e o PIB *per capita*. Dessa forma, o consumo de energia *per capita* pode diminuir após um nível limiar de PIB *per capita* que corresponde ao pico de consumo de energia, indicando maior preocupação com a qualidade ambiental. Caso isso ocorra, poderá ser atribuído ao processo de desenvolvimento econômico que possibilita a alteração da estrutura econômica, passando da agricultura para a indústria pesada, intensiva em energia, e depois para indústria e serviços intensivos em conhecimentos, que consome menos energia e é menos poluente. Além disso, com a melhoria dos níveis de renda dos cidadãos, os problemas energéticos e ambientais despertariam cada vez mais a atenção, e os produtos energeticamente eficientes e ecologicamente corretos poderiam ser mais acessados. Por outro lado, se o coeficiente do PIB *per capita* for menor ou igual a 0 e o coeficiente do PIB *per capita* ao quadrado for positivo, o formato será de “U”, não confirmando hipótese da curva de Kuznets.

Além disso, além do termo do PIB ao quadrado, é inserido também o termo cúbico do PIB *per capita* (PIB^3) na Equação 64, dado que o relacionamento entre as

variáveis pode não assumir a forma de “U” ou “U” invertido, mas sim um formato diferente, como um “N” ou “N” invertido, por exemplo. A introdução do termo cúbico do PIB *per capita* permite várias formas possíveis do relacionamento entre o consumo de energia elétrica e o PIB *per capita*. Para Hao et al. (2016), não inserir o termo cúbico se torna muito favorável para a confirmação da CK. Ao inserir o elemento cúbico, a forma funcional é escolhida dependendo do modelo que melhor se ajustar aos dados e possuir maior poder explicativo dentro do intervalo de dados.

Se o coeficiente β_1 associado ao PIB *per capita* for negativo, o coeficiente β_2 associado ao termo quadrático for positivo, e o coeficiente β_3 associado ao termo cúbico for negativo na Equação 64, todos significativos, a relação estimada tem o formato de “N” invertido. Há nesse caso um ponto mínimo e um ponto máximo. O consumo de energia elétrica cai inicialmente com o aumento do nível de renda, atinge um ponto mínimo, começa a subir com um nível intermediário de renda, atinge um máximo e começa a cair novamente para níveis altos de renda. No entanto, os valores da amostra, mesmo com a especificação de “N” invertido, podem estar além do primeiro ponto de mínimo, indicando, ainda assim, que o formato de “U” invertido é mais adequado. Se, por outro lado, na Equação 64, $\beta_1 \geq 0, \beta_2 < 0$ e $\beta_3 > 0$, a relação é representada por um formato de “N”, indicando que, após um estágio decrescente intermediário, a elevação da renda provoca níveis de poluição crescentes. De acordo com Oliveira et al. (2011), as várias formas de relacionamento entre as variáveis podem ser como mostra a Figura 5:

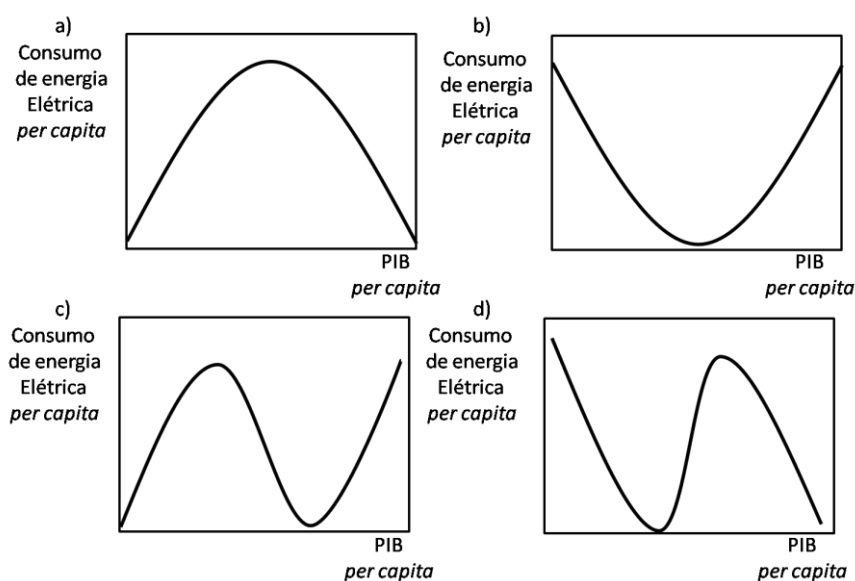


Figura 5- Formas de relacionamento entre especificações quadráticas e cúbicas
 Fonte: Elaborada pela autora com base em Oliveira et al., 2011.

O Quadro 5 apresenta de forma simplificada a relação com os coeficientes da Equação 64.

Quadro 5- Relações entre termo quadrático e cúbico

Parâmetros	Painel	Formato
$\beta_1 \geq 0, \beta_2 < 0 \text{ e } \beta_3 = 0$	a)	“U” invertido
$\beta_1 \leq 0, \beta_2 > 0 \text{ e } \beta_3 = 0$	b)	“U”
$\beta_1 \geq 0, \beta_2 < 0 \text{ e } \beta_3 > 0$	c)	“N”
$\beta_1 \leq 0, \beta_2 > 0 \text{ e } \beta_3 < 0$	d)	“N” invertido

Fonte: Elaborado pela autora.

O painel a) apresenta uma relação em forma de “U” invertido, confirmando a hipótese da curva de Kuznets. Já o painel b) mostra uma relação em formato de “U”, contrariando a CK. Os painéis c) e d) representam uma forma de “N” e “N” invertido, respectivamente, também contrariando a hipótese da curva de Kuznets em seu formato original, mas mostrando que um relacionamento diverso também pode ser coerente.

O nível de PIB *per capita* nos pontos de máximo ou mínimo das curvas de Kuznets pode ser calculado pela primeira derivada da função em relação ao PIB *per capita*. Esses pontos indicam a partir de qual nível de renda *per capita* o crescimento econômico tende a fazer menos pressão sobre o consumo de energia, revertendo a inclinação da curva.

De acordo com Cole, Rayner e Bates (1997) e Stern (2004), o ponto de máximo ou mínimo para o PIB *per capita* na Equação 63 pode ser calculado de forma simples por $Y^* = \exp(-\beta_1/2\beta_2)$, ou por $Y^* = (-\beta_1/2\beta_2)$ quando as variáveis não estiverem em logaritmos naturais. Já de acordo com Hao et al. (2017), quando a função for cúbica e as variáveis estiverem em logaritmos naturais, deve ser aplicado a função exponencial no resultado da primeira derivada da função em relação ao PIB *per capita*. A segunda derivada da função vai indicar se o ponto é de mínimo ou máximo. Se o valor encontrado for negativo, o ponto é de máximo, se o valor for positivo, o ponto é de mínimo.

A hipótese da curva de Kuznets, em sua abordagem original, ignora as características espaço-temporais dos dados. Ignorar o aspecto temporal pode provocar resultados espúrios ou conclusões enganosas e não levar em conta os efeitos espaciais podem gerar estimadores tendenciosos ou inconsistentes (ZHENG et al., 2014).

Sendo assim, foi utilizado primeiro a abordagem de painel de dados sem os efeitos espaciais, posteriormente o painel espacial, levando em conta os efeitos

espaciais e temporais. Sempre que foi possível as estimações testaram a hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica usando os métodos de MV e GMM para garantir robustez na pesquisa.

4.5 ANÁLISE DE CONVERGÊNCIA DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

A Equação básica de convergência tradicional segundo a literatura é:

$$\frac{\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t}}{\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t-T}} = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t-T} + \theta Z_{i,t} + u_i \quad (65)$$

Nesta, $\ln\left(\frac{Y}{N}\right)$ é o logaritmo natural da renda *per capita*; i indica a economia, t o tempo e T a duração do intervalo de tempo; u_i é o termo de erro; β é o parâmetro que indica ou não a presença de convergência; Z é um vetor de características observáveis que serve para manter constante o estado estacionário das economias. De forma geral, a análise de convergência é obtida regredindo a taxa de crescimento da renda ou produto *per capita* em relação ao logaritmo da renda ou produto *per capita* no período inicial. Se as taxas de crescimento da renda *per capita* ao longo do tempo forem negativamente relacionadas com as rendas iniciais, pode-se inferir que as diferenças de valores entre diferentes países diminuem com o tempo, indicando a convergência. Ou seja, se β for negativo e estatisticamente significativo, haverá evidências de convergência.

Para a análise de convergência do consumo de energia elétrica, o último objetivo específico do trabalho, os dados foram organizados em painel com informações dos municípios no período de 2002 a 2016. Foram considerados apenas dois tipos de convergência, a convergência absoluta e a convergência condicional. A convergência absoluta significa que todas as regiões irão eventualmente convergir para o mesmo estado estacionário, o que pode ser testado se nenhuma variável de controle for incluída nas equações de regressão. Já a convergência condicional é verificada quando outras variáveis de controle são adicionadas. O significado da convergência condicional é que, se áreas diferentes obtiverem a mesma condição de desenvolvimento, como nível de capital humano ou construção de infraestrutura, as áreas menos desenvolvidas tendem a obter uma velocidade de consumo de energia mais rápida. Dessa forma, a convergência condicional refere-se à convergência

condicionada a outras variáveis sendo constantes (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1991; GALOR, 1996).

A análise de convergência ainda pode ser obtida de várias formas segundo a literatura. As formas adotadas neste trabalho foram chamadas de convergência estática e convergência dinâmica, podendo ser verificadas na forma condicional ou absoluta. Na convergência chamada de estática, a taxa de crescimento do consumo de energia elétrica se deu considerando o período como um todo, de 2002 para 2016, e a variável para captar a convergência foi o consumo de energia elétrica *per capita* no ano base de 2002. Já a convergência dinâmica considerou a taxa de crescimento de um período para o outro e a variável para detectar a convergência foi o consumo de energia elétrica *per capita* do período anterior.

Primeiramente, para verificar a convergência condicional estática do consumo de energia elétrica sem o fator espacial foi utilizado a Equação 66 (BARRO; SALA-i-MARTIN, 1991; SALA-i-MARTIN, 1995; GALOR, 1996):

$$\ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) = \beta_1 \ln(e_{i,t0}) + X_{i,t}\eta + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (66)$$

Nesta $e(i, t1)$ indica o consumo *per capita* de energia elétrica no município i no ano final (2016); $e(i, t0)$ indica o consumo de energia elétrica *per capita* no município i no período inicial (2002); X é o vetor de linhas que é composto de variáveis de controle como o número de unidades consumidoras por km², o PIB *per capita*, a densidade demográfica, o número de empregos formais *per capita*, a participação da indústria no PIB, entre outras; η é o vetor coluna que é composto dos coeficientes das variáveis de controle; ξ é o efeito fixo individual ou temporal para o painel; e ε é o termo de erro aleatório. Se β_1 é estatisticamente significativo e negativo, a convergência do consumo de energia elétrica *per capita* é confirmada.

Dado que pode haver correlação espacial do consumo de energia elétrica *per capita*, o fator espacial foi incorporado aos modelos de convergência. As especificações que modelam a dependência espacial estática são (ALMEIDA, 2012):

Modelo SAR:

$$\ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) = \beta_1 \ln(e_{i,t0}) + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) + X_{i,t}\eta + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (67)$$

Em que W é a matriz de pesos geográficos e ρ é o parâmetro autorregressivo espacial.

Modelo SEM:

$$\ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) = \beta_1 \ln(e_{i,t0}) + X_{i,t}\eta + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (68)$$

Sendo: $\varepsilon_{i,t} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} u_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ e λ é o coeficiente de erro espacial.

E modelo SDM:

$$\ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) = \beta_1 \ln(e_{i,t0}) + \pi W \ln(e_{i,t0}) + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln\left(\frac{e_{i,t1}}{e_{i,t0}}\right) + \eta_1 X_{i,t} + W \eta_2 X_t + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (69)$$

Em que W é a matriz de pesos espaciais, π , ρ e η_2 os parâmetro autorregressivos espaciais.

Rey e Montouri (1999) relatam que a partir do coeficiente que indica a existência de convergência, é possível descobrir a velocidade dessa convergência. A velocidade de convergência, quando verificada a convergência estática, pode ser obtida pela Equação 70:

$$\theta = \frac{-\ln(\beta+1)}{T} \quad (70)$$

Nesta, θ representa a velocidade de convergência, β é o parâmetro estimado e T é o intervalo de tempo total utilizado.

Sala-i-Martin (2000) também inclui outro conceito chamado de meia vida, definido como o tempo necessário para que economias com menor nível de renda *per capita* reduzam pela metade a diferença em relação aos países com renda maior. Assim, o tempo necessário para que economias com menor nível de consumo de energia *per capita* reduzam pela metade a diferença em relação aos municípios com maior consumo foi calculado pela Equação 71. Nesta, θ indica a velocidade de convergência.

$$MVi = \frac{\ln 2}{\theta} \quad (71)$$

Já para verificar a convergência condicional dinâmica do consumo de energia elétrica sem o fator espacial foi utilizado a Equação 72 baseado em Hao e Peng (2017) e Huang et al. (2019):

$$\ln\left(\frac{e_{i,t}}{e_{i,t-1}}\right) = \beta_1 \ln(e_{i,t-1}) + X_{i,t}\eta + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (72)$$

Nesta, $e(i, t)$ representa o consumo *per capita* de energia elétrica no município i no ano corrente t ; a variável dependente $\ln\left(\frac{e_{i,t}}{e_{i,t-1}}\right)$ é a taxa de crescimento do consumo de energia por habitante do ano $t-1$ para o ano t ; X é o vetor composto de variáveis de controle e η é o vetor composto dos coeficientes das variáveis do controle; ξ é o efeito fixo individual ou temporal e ε é o termo de erro aleatório.

Essa equação pode ser reescrita de outra forma em seu lado esquerdo, tal como: $\ln(e_{i,t}) - \ln(e_{i,t-1})$. Assim, se somar em ambos os lados o termo $\ln(e_{i,t-1})$, a equação fica:

$$\ln(e_{i,t}) = \tau \ln(e_{i,t-1}) + X_{i,t}\eta + \xi + \varepsilon_{i,t} \quad (73)$$

Em que $\tau = \beta_1 + 1$.

Se τ é estatisticamente significativo e menor que 1, mas positivo (sendo $\beta_1 < 0$), a convergência do consumo de energia elétrica *per capita* será confirmada.

As especificações que modelam a dependência espacial dinâmica são os modelos de defasagem dinâmica espacial (SAR), o modelo de erros dinâmicos espaciais (SEM) e o modelo Durbin dinâmico espacial (SDM) (HAO, PENG, 2017). Segundo LeSage e Pace, (2009), no SAR o termo espacial é introduzido como uma variável explicativa, enquanto no SEM o termo espacial afeta diretamente o termo residual, já o SDM integra as características do SAR e SEM e pode ser visto como uma combinação destes. A especificação desses modelos, de forma completa, é dada por:

Um modelo SAR:

$$\ln(e_{i,t}) = \tau \cdot \ln(e_{i,t-1}) + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(e_{i,t}) + \pi \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(e_{i,t-1}) + X_{i,t} \eta + \xi + v_{i,t} \quad (74)$$

Onde W é a matriz de pesos geográficos e ρ é o parâmetro autorregressivo espacial. O SAR descreve a dependência espacialmente substantiva que implica os efeitos de interação espacial da variável explicada entre as regiões.

A especificação do modelo de erro dinâmico espacial (SEM) é:

$$\ln(e_{i,t}) = \tau \cdot \ln(e_{i,t-1}) + \pi \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(e_{i,t-1}) + X_{i,t} \eta + \xi + u_{i,t} \quad (75)$$

Sendo: $u_{i,t} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} u_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ e λ é o coeficiente escalar de erro espacial.

Já o modelo Durbin Dinâmico Espacial (SDM) é:

$$\ln(e_{i,t}) = \tau \cdot \ln(e_{i,t-1}) + \pi \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(e_{i,t-1}) + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln(e_{i,t}) + \eta_1 X_{i,t} + W\eta_2 X_{i,t} + \xi + \theta_{i,t} \quad (76)$$

Nessa especificação: $e_{i,t}$ e $e_{i,t-1}$ são os consumos de energia *per capita* no ano t e $t-1$, respectivamente; W_{ij} é a matriz de pesos espaciais; $X_{i,t}$ representa as variáveis de controle j no município i ; η_1 e η_2 são dois vetores coluna que são compostos dos coeficientes das variáveis explicativas; ξ é o vetor coluna composto pelos efeitos individuais de todos os municípios ou temporais; e $\theta_{i,t}$ é o resíduo.

A velocidade de convergência no caso dinâmico pode ser obtida de acordo com a Equação 77:

$$\theta = -\ln(\tau) \quad (77)$$

Nesta, τ é o parâmetro estimado. A meia vida também foi obtida conforme a Equação 71.

Para todas as especificações espaciais, tanto estática quanto dinâmica, a convergência absoluta foi testada eliminando o vetor das variáveis de controle.

Na convergência com efeitos espaciais, principalmente na dinâmica, dada a presença de endogeneidade oriunda da defasagem temporal da variável dependente, foram estimados os modelos por MV e GMM e comparado os seus resultados buscando uma especificação robusta.

Segundo Elhorst (2014a) um modelo dinâmico espacial inclui o espaço e o tempo e deve ser capaz de captar a dependência serial entre as observações em cada unidade espacial ao longo do tempo, a dependência espacial entre as observações em cada ponto no tempo, os efeitos específicos de espaço e tempo não observados, e a endogeneidade de um ou mais regressores. Dada a limitação dos modelos de painel de dados, por não incorporarem a dinâmica temporal possível da variável dependente, ela é superada pelas estimativas dos modelos dinâmicos com dados em painel.

De acordo com Baltagi (2005), um modelo de dados em painel tradicional, estático, sem efeito espaço e efeito dinâmico pode ser estimado pelos métodos LSDV- Estimador de Variáveis Dummy de Mínimos Quadrados e por GLS- Mínimos Quadrados Generalizados. No entanto, estes estimadores se tornam inconsistentes quando se considera uma versão entendida deste modelo com variável defasada espacialmente. Para corrigir essas inconsistências existem alguns métodos como o estimador GMM. Esse método define e resolve um conjunto de condições de

momento que precisam ser satisfeitas, obtém um conjunto de variáveis exógenas correlacionadas com a variável dependente defasada, mas ortogonais aos erros, que como resultados podem ser usados para instrumentalizar as variáveis endógenas.

Outro procedimento é a MV, que é baseado na função de verossimilhança incondicional do modelo. Autores como Sargan e Bhargava (1983) e Hsiao et al. (2002) desenvolveram especificações deste método. Estes últimos consideram o estimador MV assintoticamente mais eficientes que o estimador GMM quando n tende ao infinito, independente do tamanho de t .

Já para estimar modelos de dados em painel completos que consideram o espaço e a dinâmica do tempo, alguns métodos foram desenvolvidos. Entre eles pode-se citar o estimador de Máxima Verossimilhança ou de Quasi-máxima Verossimilhança, o método baseado em Variáveis Instrumentais ou Método Generalizado de Momentos, e o método da abordagem de Bayesian Markov Chain Monte Carlo- MCMC. O método mais comumente usado é o estimador MV, mas o principal argumento a favor do estimador GMM é que este também pode ser usado para instrumentalizar variáveis explicativas endógenas (ELHORST, 2014a). A estimação de painel de dados dinâmicos por GMM está associada a Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

O estimador de Arellano-Bond (1991), chamado de “Difference GMM”, transforma a equação base extraíndo as diferenças e, posteriormente, estimando pelo GMM usando a variável dependente defasada em três ou mais períodos como instrumento. Já o estimador delineado por Arellano e Bover (1995) e desenvolvido por Blundell e Bond (1998), chamado de “System GMM”, usa as diferenças da variável dependente atrasada como instrumentos para equações em níveis, além de níveis atrasados da variável dependente como instrumentos para equações nas primeiras diferenças. Este é indicado para conjuntos de dados com muitas observações e poucos períodos. Para períodos de amostra curtos, o “Difference GMM” causa alguns vieses e imprecisões. Já o “System GMM” tende a reduzir os vieses e conceder estimativas mais precisas (BLUNDELL, BOND, 1998).

O System GMM é considerado um estimador melhor do que o Difference GMM porque apresenta as seguintes propriedades: maior eficiência; menor viés de amostra finita; e os instrumentos utilizados para a equação em nível no modelo permanecem bons preditores para as variáveis endógenas, mesmo quando as séries são muito persistentes (BLUNDELL, BOND, 1998). Segundo Zheng et al. (2014),

devido ao bom desempenho do “System GMM” em comparação com o “Difference GMM”, ele tornou-se popularmente mais usado nas estimações de dados em painel.

As estimações via GMM estão condicionadas, no entanto, a uma boa adequação dos instrumentos utilizados para as variáveis endógenas. Testes foram realizados para verificar a validade dos instrumentos utilizados, pois estes devem ser exógenos para uma estimação consistente. Os mais comuns são os testes de Sargan e de Hansen, que testam a hipótese nula de exogeneidade e boa adequação dos instrumentos (HANSEN 1982, SARGAN, 1988).

Segundo Elhorst (2012), os efeitos espaciais e temporais específicos podem ser tratados como efeitos fixos ou como efeitos aleatórios. No modelo de efeitos fixos, uma variável dummy é introduzida para cada unidade espacial ou temporal, enquanto no modelo de efeitos aleatórios, μ_i e ξ_t são tratados como variáveis aleatórias que são distribuídas de forma independente com média zero e variância constante. A escolha apropriada de um modelo com efeitos fixos ou aleatórios é um tema discutível na literatura. No entanto, Elhorst (2012, p. 10) aponta que:

Se os dados forem uma amostra aleatória da população, a inferência incondicional sobre a população exige uma estimativa com efeitos aleatórios. Se, no entanto, o objetivo estiver limitado a fazer inferências condicionais sobre a amostra, então os efeitos fixos devem ser especificados.

Ainda Elhorst (2012) recomenda que, quando as áreas de estudo forem todos os municípios de um estados ou todas as regiões de um país, o modelo de efeitos fixos deve ser mais apropriado que o modelo de efeitos aleatórios. Entretanto, o modelo que considera efeitos fixos também pode apresentar algumas limitações. Os efeitos fixos espaciais devem ser estimados quando t for suficientemente grande. Porém, afirma-se que a inconsistência de μ_i não é transmitida aos estimadores β . Mas, por outro lado, variáveis que não se alteram com o tempo ou que variam pouco não podem ser estimadas ao controlar efeitos fixos espaciais. Essa é a principal razão para muitos estudos não controlarem os efeitos fixos espaciais, por exemplo, porque essas variáveis são o foco principal da análise.

Portanto, a análise da convergência absoluta e condicional, nas formas estática e dinâmica, foram iniciadas primeiramente com um painel sem os efeitos espaciais, depois foi ampliado considerando a dependência espacial dos dados. As estimações, quando possíveis, foram feitas via MV e GMM.

4.6 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Nesta seção da metodologia procura-se resumir de forma clara os procedimentos metodológicos adotados e explicitar melhor quais variáveis e modelos foram utilizados em cada etapa do trabalho para atender aos três objetivos específicos.

Para atender ao primeiro objetivo específico da pesquisa e identificar os determinantes do consumo de energia elétrica nos municípios paranaenses foram adotados os procedimentos resumidos na Figura 6.

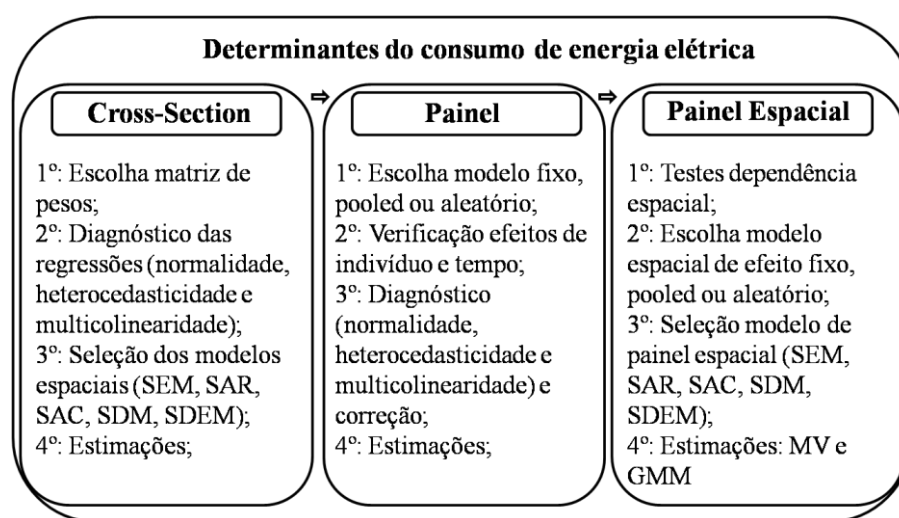


Figura 6- Procedimentos metodológicos utilizados para os determinantes do consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Primeiramente foram estimados modelos espaciais com dados *cross-section*, depois com dados em painel tradicional, sem efeito espacial, e por fim, com dados em painel espacial. Na especificação *cross-section* o modelo foi estimado para cada ano do período. Nas especificações de dados em painel, os modelos foram estimados levando em conta o painel de dados de 2002 a 2016.

Os modelos escolhidos para identificar os determinantes do consumo de energia elétrica *cross-section*, de painel e de painel espacial, respectivamente, seguem as Equações abaixo.

$$\begin{aligned}
 ConsEne_i = & \alpha_i + \beta_1 Unid_i + \beta_2 PIB_i + \beta_3 Dens_i + \beta_4 Empre_i + \\
 & \beta_5 Estab_i + \beta_6 Abert_i + \beta_7 PartIND_i + \beta_8 W + \mu_i
 \end{aligned} \quad (78)$$

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 Unid_{it} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 Dens_{it} + \beta_4 Empr_{it} + \beta_5 Estab_{it} + \beta_6 Abert_{it} + \beta_7 PartIND_{it} + \mu_{it} \quad (79)$$

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 Unid_{it} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 Dens_{it} + \beta_4 Empr_{it} + \beta_5 Estab_{it} + \beta_6 Abert_{it} + \beta_7 PartIND_{it} + \beta_8 W + \mu_{it} \quad (80)$$

Nestas *ConsEne* indica o consumo de energia elétrica *per capita*; *Unid* as unidades consumidoras de energia por km²; *PIB* o PIB *per capita*; *Dens* a densidade demográfica; *Empr* o número de empregos *per capita*; *Estab* o número de estabelecimentos ativos por km²; *Abert* o grau de abertura comercial; *PartIND* a participação da indústria sobre o PIB; *W* representa o vetor de variáveis que podem ser espacialmente correlacionadas, sejam explicativas ou dependente; μ é o termo de erro; o subscrito *i* se refere a indivíduo e o subscrito *t* ao tempo.

A Figura 7 sintetiza os procedimentos metodológicos utilizados para aplicação da curva de Kuznets usando o consumo de energia elétrica. A proposta do trabalho foi testar se a relação entre consumo de energia elétrica *per capita* e PIB *per capita* segue um formato em forma de “U” ou “U” invertido, testado por um modelo quadrático, ou em forma de “N” ou “N” invertido, testado por meio de um modelo cúbico. Primeiramente testou-se as especificações com painel de dados sem efeito espacial para posteriormente inserir os efeitos espaciais.

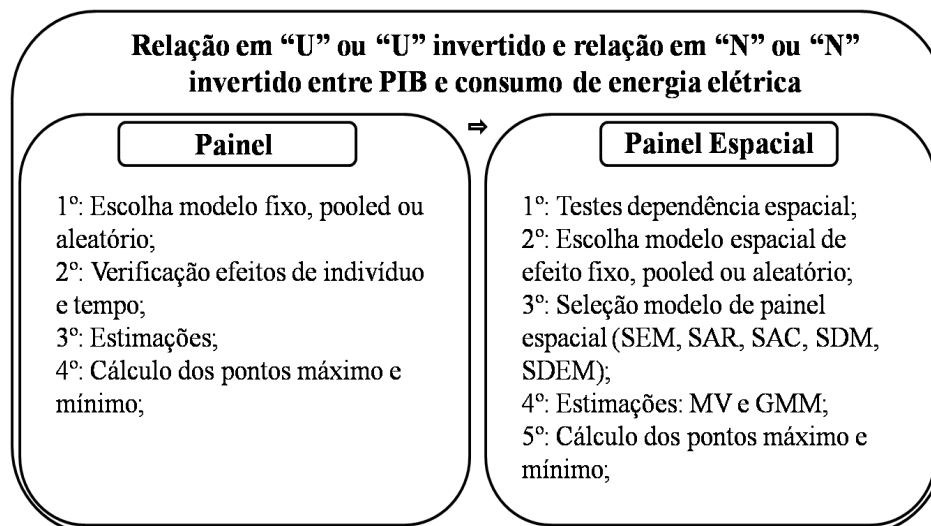


Figura 7- Procedimentos metodológicos utilizados para aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Para a especificação quadrática os modelos seguem as Equações 81 e 82, primeiro sem efeito espacial, depois com efeito espacial, respectivamente.

$$\begin{aligned} ConsEne_{it} = & \alpha_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB^2_{it} + \beta_3 Unid_{it} + \beta_4 Dens_{it} + \\ & \beta_5 Empre_{it} + \beta_6 Estab_{it} + \beta_7 Abert_{it} + \beta_8 PartIND_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (81)$$

$$\begin{aligned} ConsEne_{it} = & \alpha_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB^2_{it} + \beta_3 Unid_{it} + \beta_4 Dens_{it} + \\ & \beta_5 Empre_{it} + \beta_6 Estab_{it} + \beta_7 Abert_{it} + \beta_8 PartIND_{it} + \beta_9 W + \mu_{it} \end{aligned} \quad (82)$$

Para a especificação cúbica os modelos seguem as Equações 83 e 84, primeiro sem efeito espacial, depois com efeito espacial, respectivamente.

$$\begin{aligned} ConsEne_{it} = & \\ \alpha_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB^2_{it} + \beta_3 PIB^3_{it} + \beta_4 Unid_{it} + \beta_5 Dens_{it} + \beta_6 Empre_{it} + & \\ \beta_7 Estab_{it} + \beta_8 Abert_{it} + \beta_9 PartIND_{it} + \mu_{it} & \end{aligned} \quad (83)$$

$$\begin{aligned} ConsEne_{it} = & \\ \alpha_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB^2_{it} + \beta_3 PIB^3_{it} + \beta_4 Unid_{it} + \beta_5 Dens_{it} + \beta_6 Empre_{it} + & \\ \beta_7 Estab_{it} + \beta_8 Abert_{it} + \beta_9 PartIND_{it} + \beta_{10} W + \mu_{it} & \end{aligned} \quad (84)$$

Nestas PIB representa o PIB *per capita*; PIB^2 o PIB *per capita* elevado ao quadrado e PIB^3 o PIB *per capita* elevado ao cubo.

Na Figura 8, por fim, estão os procedimentos utilizados para atender ao terceiro objetivo específico que se refere ao teste da convergência do consumo de energia elétrica. As estimações foram feitas em painel e depois em painel espacial para garantir maior robustez para a pesquisa. Dois tipos de convergência foram testados, a absoluta e a condicional, além de duas formas diferentes de estimação, a estática e a dinâmica.

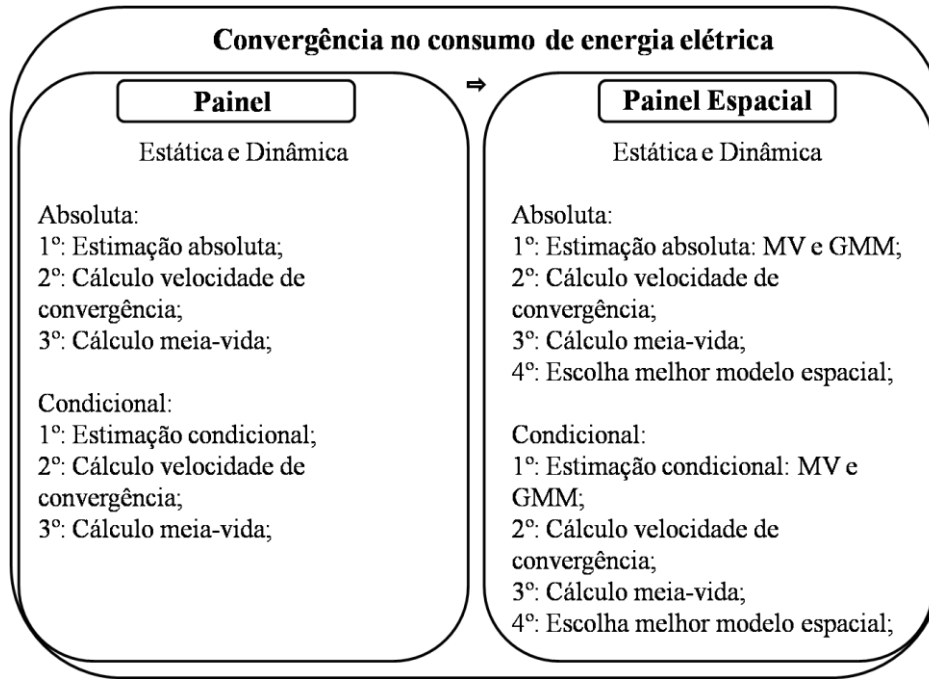


Figura 8- Procedimentos metodológicos utilizados para aplicação da convergência ao consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Para estimar a convergência sem efeitos espaciais primeiro na forma estática, absoluta e condicional, respectivamente, foram levadas em consideração as Equações 85 e 86.

$$TxConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEnerbase_{it} + \mu_{it} \quad (85)$$

$$TxConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEnerbase_{it} + \beta_2 Unid_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 PIB^2_{it} + \beta_5 PIB^3_{it} + \beta_6 Dens_{it} + \beta_7 Empre_{it} + \beta_8 Estab_{it} + \beta_9 Abert_{it} + \beta_{10} PartIND_{it} + \mu_{it} \quad (86)$$

Para estimar a convergência sem efeitos espaciais na forma dinâmica, absoluta e condicional, respectivamente, foram usadas as Equações 87 e 88.

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEner(t-1)_{it} + \mu_{it} \quad (87)$$

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEner(t-1)_{it} + \beta_2 Unid_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 PIB^2_{it} + \beta_5 PIB^3_{it} + \beta_6 Dens_{it} + \beta_7 Empre_{it} + \beta_8 Estab_{it} + \beta_9 Abert_{it} + \beta_{10} PartIND_{it} + \mu_{it} \quad (88)$$

Para estimar a convergência agora com efeitos espaciais primeiro na forma estática, absoluta e condicional, respectivamente, foram levadas em consideração as Equações 89 e 90.

$$TxConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEnerbase_{it} + \beta_2 W + \mu_{it} \quad (89)$$

$$TxConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEnerbase_{it} + \beta_2 Unid_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 PIB^2_{it} + \beta_5 PIB^3_{it} + \beta_6 Dens_{it} + \beta_7 Empre_{it} + \beta_8 Estab_{it} + \beta_9 Abert_{it} + \beta_{10} PartIND_{it} + \beta_{11} W + \mu_{it} \quad (90)$$

Por fim, para estimar a convergência com efeitos espaciais mas na forma dinâmica, absoluta e condicional, respectivamente, foram utilizadas as Equações 91 e 92.

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEner(t-1)_{it} + \beta_2 W + \mu_{it} \quad (91)$$

$$ConsEne_{it} = \alpha_i + \beta_1 ConsEner(t-1)_{it} + \beta_2 Unid_{it} + \beta_3 PIB_{it} + \beta_4 PIB^2_{it} + \beta_5 PIB^3_{it} + \beta_6 Dens_{it} + \beta_7 Empre_{it} + \beta_8 Estab_{it} + \beta_9 Abert_{it} + \beta_{10} PartIND_{it} + \beta_{11} W + \mu_{it} \quad (92)$$

Nestas: *TxConsEne* se refere à taxa de crescimento do consumo de energia do ano inicial para o ano final da amostra (2002-2016); *ConsEnerbase* indica o consumo de energia do ano base (2002); *ConsEne* é o consumo de energia do ano corrente; *ConsEner(t-1)* é o consumo de energia do período anterior; *W* representa o vetor de variáveis que podem ser espacialmente correlacionadas, sejam explicativas ou dependente.

Apresentado e detalhado os procedimentos metodológicos, o próximo capítulo inicia a elaboração e discussão dos resultados.

CAPÍTULO V

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo são apresentados os resultados da pesquisa buscando atender aos objetivos propostos no Capítulo I. Inicialmente é apresentada uma análise descritiva do objeto de estudo e das variáveis utilizadas. Posteriormente, é elaborada uma análise geral do consumo de energia elétrica e de outras variáveis possivelmente relevantes para determinar o consumo de energia utilizando a análise exploratória de dados espaciais. Depois disso, para atender ao primeiro objetivo específico, são apresentados os principais resultados quantitativos referente aos determinantes do consumo de energia elétrica. Por fim, para completar os objetivos específicos, é apresentado as estimações e testes das hipóteses da curva de Kuznets e convergência aplicados ao consumo de energia elétrica.

5.1 ANÁLISE DESCRITIVA

Primeiramente é apresentada na Figura 9 a divisão geográfica do Estado do Paraná segundo as mesorregiões. O estado possui 399 municípios, 39 microrregiões e 10 mesorregiões. Está localizado na região Sul do Brasil, com 11,3 milhões de habitantes no ano de 2018 e área de 199.308 km² (IPARDES, 2019).



Figura 9- Mesorregiões geográficas do estado do Paraná
Fonte: Baixar Mapas, 2019.

A Tabela 4 apresenta a estatística descritiva das variáveis, contendo média, desvio padrão e valores mínimos e máximos.

Tabela 4- Estatística descritiva das variáveis

Variáveis	Número de Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Consumo total de energia elétrica <i>per capita</i>	5985	1,81	1,96	0,16	21,96
Unidades consumidoras totais	5985	9.572	38.749,02	307,00	800.927,00
Unidades consumidoras totais/km ²	5985	22,96	92,83	0,75	1839,12
Densidade demográfica	5985	62,76	245,29	2,90	4.349,07
PIB <i>per capita</i>	5985	15.692,93	12.340,92	2423,22	22.0812,90
Abertura comercial (%)	5985	3,38	13,15	0,00	524,15
Participação da indústria no PIB (%)	5985	13,91	13,16	-9,80	96,69
Empregos formais	5985	6.477	42.087,80	44,00	967.397,00
Empregos formais <i>per capita</i>	5985	0,15	0,08	0,016	0,80
Estabelecimentos ativos	5985	651	3.021,59	7,00	62.150,00
Estabelecimentos ativos/km ²	5985	1,44	6,93	0,017	142,71

Fonte: Elaborada pela autora.

O painel de dados é balanceado, contendo informações de todas as variáveis para os 399 municípios paranaenses ao longo de 15 anos. O consumo médio de energia elétrica *per capita* era de 1,81 MWh, sendo o consumo máximo de 21,96 MWh e o mínimo de 0,16 MWh.

Em média, existiam no estado do Paraná no período 9.572 unidades consumidoras de energia, sendo 7.573 residenciais e 1.984 não-residenciais. O menor município registrou 307 consumidores e o maior mais de 800.000 mil unidades consumidoras. Assim, existia em média 22,96 unidades consumidoras por km².

A densidade demográfica média foi de 62,76 habitantes por km², o PIB *per capita* médio foi de R\$15.692,93 e existiam na média 6.477 empregos formais e 651 estabelecimentos ativos no período. Intensificando o número de empregos por habitantes e o número de estabelecimentos por km², a média foi de 0,15 empregos por pessoa e 1,44 estabelecimentos por km². O grau de abertura comercial foi, na média, de 3,38% e a indústria participava em 13,91% no PIB.

Outra análise descritiva útil é a distribuição espacial das variáveis utilizadas. Nessas análises os valores das variáveis são divididos em 5 intervalos (quantis¹³), sendo que os intervalos contém o mesmo número de unidades apresentadas em cada um deles, ou seja, a mesma dimensão que se refere a municípios. A Figura 10

¹³ Quantil divide os dados ordenados em k-subconjuntos com dimensões iguais.

apresenta a distribuição espacial do consumo de energia elétrica *per capita* no estado do Paraná para o ano inicial e final da amostra, ou seja, 2002 e 2016.

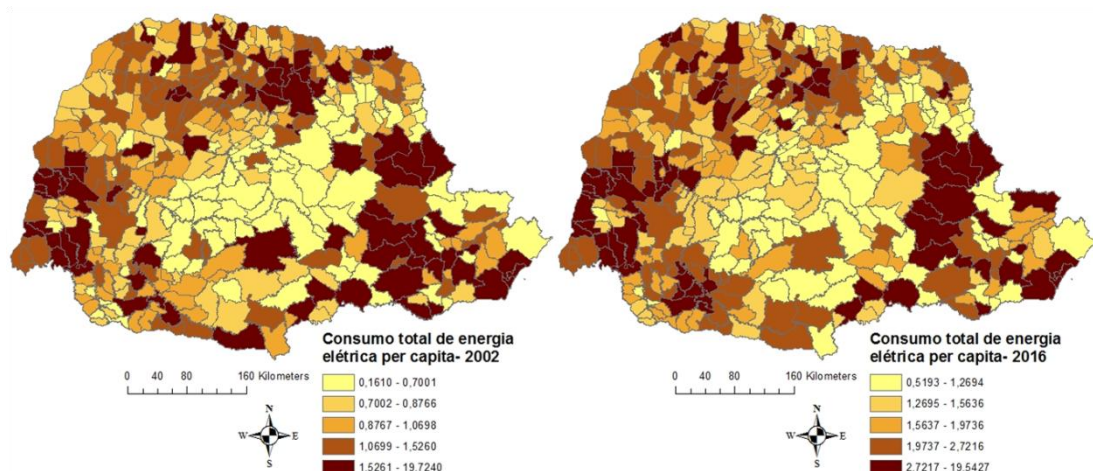


Figura 10- Distribuição espacial do consumo de energia elétrica *per capita* no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

Os municípios com maior consumo de energia elétrica *per capita* estavam concentrados em todas as bordas do estado, principalmente próximo à Região Metropolitana de Curitiba, Norte e Oeste paranaense. Toda a região central do estado era composta por municípios com baixo consumo de energia. O padrão espacial não se alterou significativamente de 2002 para 2016, no entanto, os valores dos intervalos se alteraram bastante ao longo do período, indicando que houve aumento no consumo de energia elétrica *per capita* nos municípios paranaenses.

A distribuição espacial das unidades consumidoras de energia elétrica por km² é apresentada na Figura 11. Percebe-se um padrão muito parecido em relação ao consumo de energia elétrica *per capita*, apenas com municípios com alto número de unidades consumidoras mais concentrado nas bordas e na região Metropolitana de Curitiba. Toda a região central do estado, estendida para o Centro-Sul e Sudeste, e também para o Centro Oriental, possuía municípios com baixo número de unidades consumidoras de energia por km². Praticamente não houve alterações do início para o fim do período no padrão espacial, mas os valores dos intervalos também se alteraram significativamente, sugerindo aumento do número de unidades consumidoras de energia por km².

Esse padrão de concentração de municípios com maior consumo nas bordas do estado é explicado por ali se concentrarem as cidades mais populosas do estado e grande parte das principais atividades industriais. Já o centro do estado, além de

contar com cidades menos populosas e menos desenvolvidas, também apresenta elementos importantes que refletem na menor ocupação e também no menor consumo de energia como: tipo de terra e solo não tão favorável a produção agrícola; predominância de atividades econômicas mais básicas; reduzida densidade demográfica; entre outros.

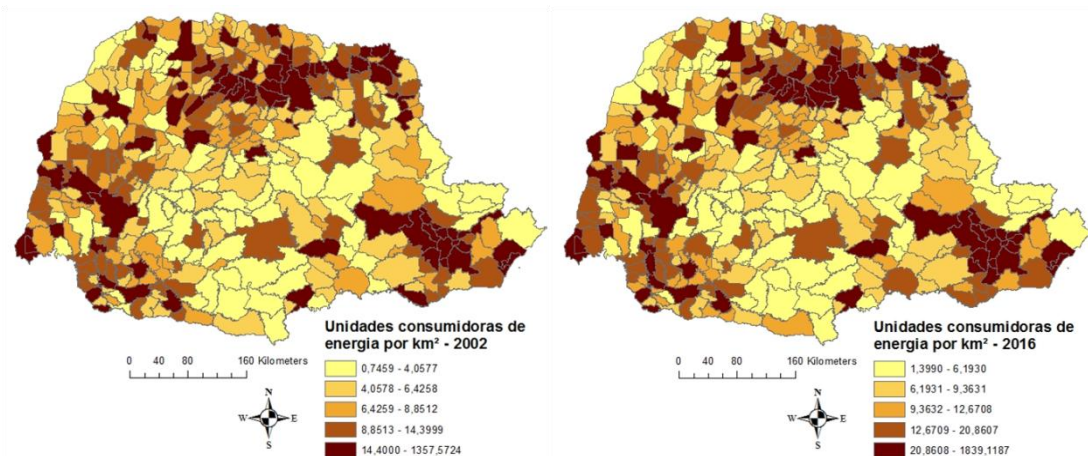


Figura 11- Distribuição espacial das unidades consumidoras de energia elétrica por km² no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

A Figura 12 apresenta a distribuição espacial da densidade demográfica dos municípios no estado do Paraná. Identifica-se também que existia concentração de municípios mais populosos ao longo das bordas do estado, com predominância no Norte Central, Oeste, Centro Oriental e Metropolitana de Curitiba. Para os dois primeiros intervalos houve redução nos valores da densidade demográfica de 2002 para 2016, mas para os demais houve aumento, indicando aumento na densidade demográfica na maior parte do estado.

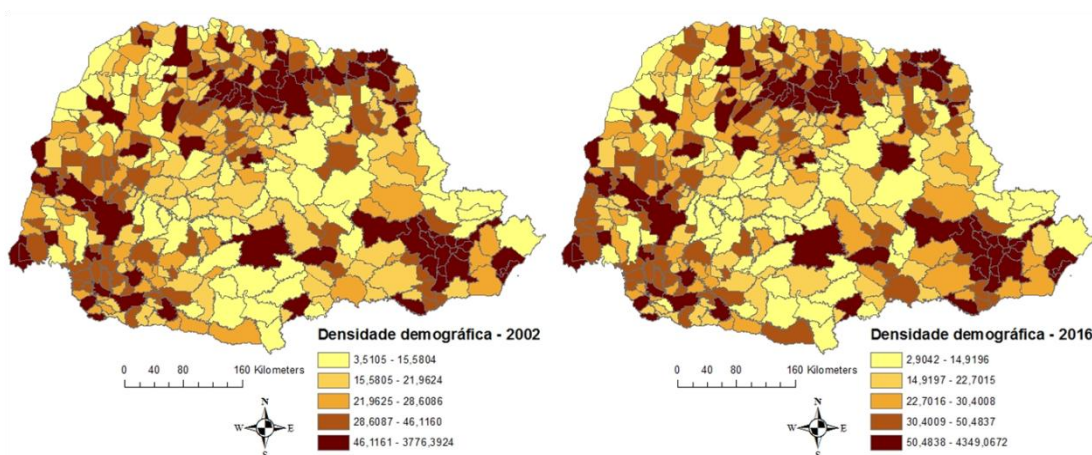


Figura 12- Distribuição espacial da densidade demográfica no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

Nas Figuras 13 e 14 são apresentadas a distribuição espacial para o PIB *per capita* e a abertura comercial. A distribuição do PIB segue o padrão observado pela densidade demográfica e consumo de energia. Havia uma concentração mais acentuada de municípios com elevada abertura comercial na porção oriental do estado, já que a proximidade com os portos e regiões costeiras facilita as exportações e importações.

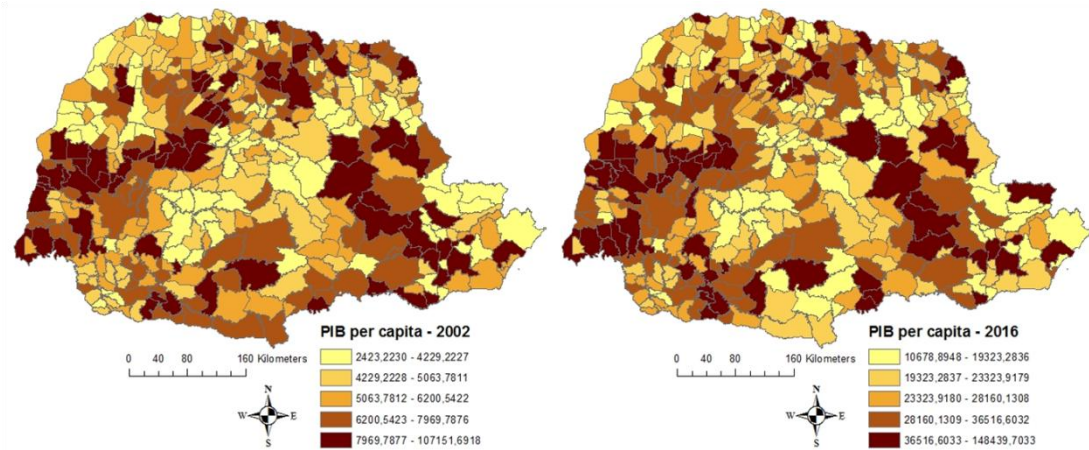


Figura 13- Distribuição espacial do PIB *per capita* no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

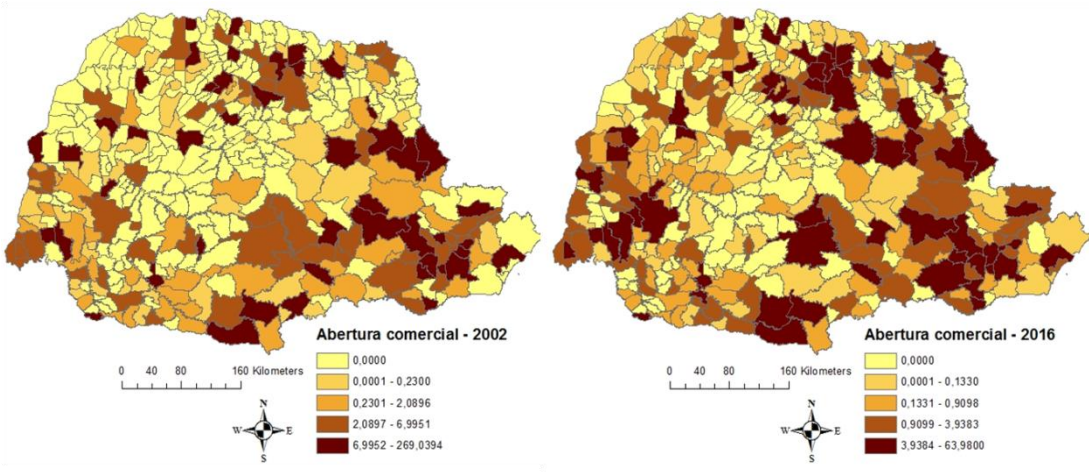


Figura 14- Distribuição espacial da abertura comercial no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

Os valores dos intervalos da distribuição do PIB se alteraram bastante no período, revelando elevação no PIB dos municípios, mas o padrão espacial praticamente não foi modificado. Já as mudanças nos valores dos intervalos da abertura comercial indicaram que muitos municípios reduziram o grau de abertura comercial no período. Além disso, o padrão espacial se alterou, aparecendo algumas

concentrações de municípios com elevada abertura comercial no Norte, Oeste e Sudeste paranaense.

A distribuição espacial da participação da indústria no PIB é apresentada na Figura 15. No ano de 2002 existia uma concentração maior de municípios com elevada participação da indústria no Sudeste, Centro-Sul e na Região Metropolitana de Curitiba. Já em 2016 a concentração maior permaneceu apenas próxima a capital do estado. Os valores nos intervalos praticamente não se alteraram no período, indicando não haver expressivas mudanças na participação da indústria no PIB dos municípios paranaenses.

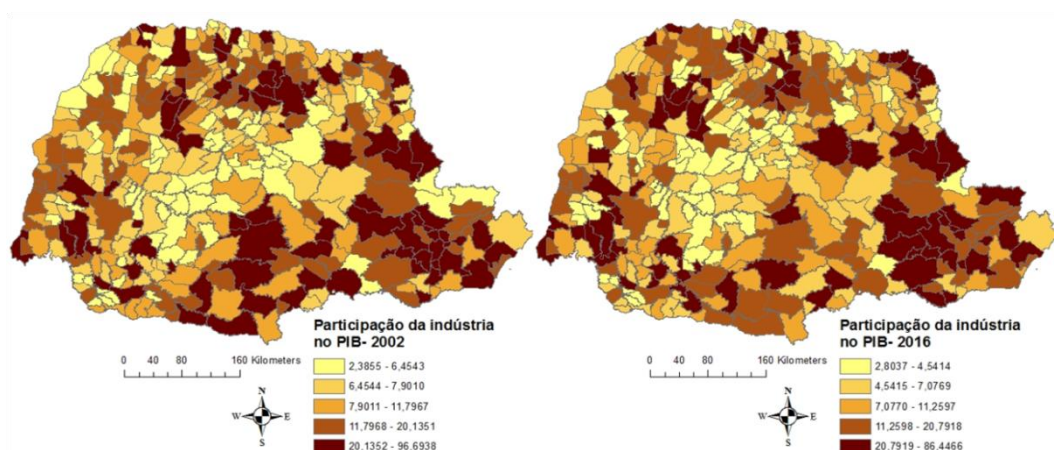


Figura 15- Distribuição espacial da participação da indústria no PIB no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

As Figuras 16 e 17 apresentam, para finalizar, a distribuição espacial dos empregos formais *per capita* e estabelecimentos ativos por km² para os municípios paranaenses, respectivamente.

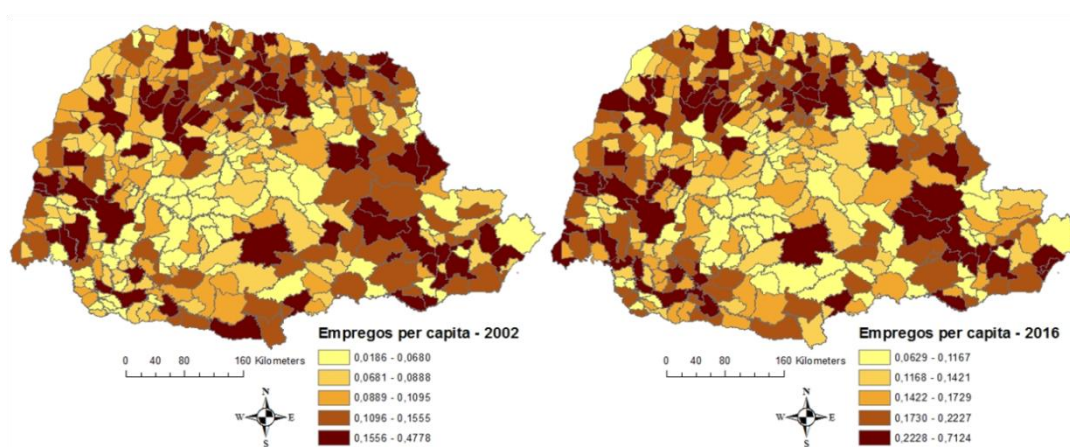


Figura 16- Distribuição espacial do número de empregos formais *per capita* no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

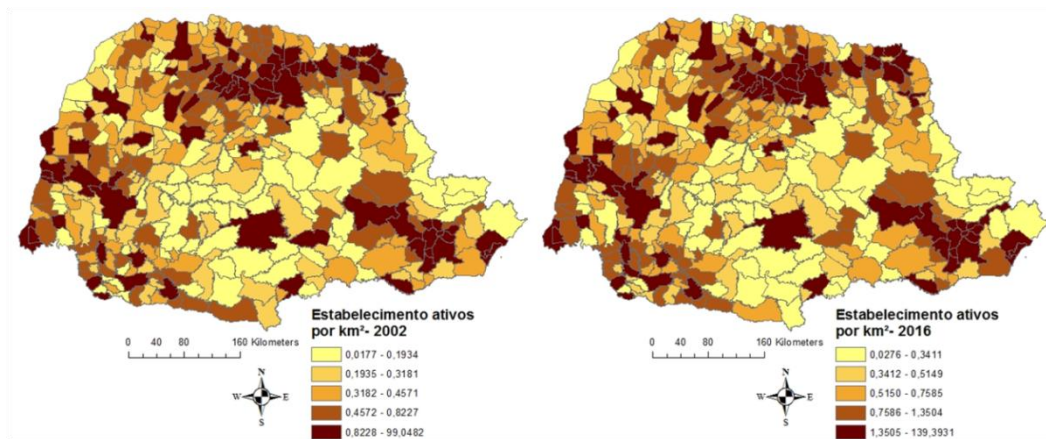


Figura 17- Distribuição espacial do número de estabelecimentos ativos por km² no estado do Paraná

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Aproximadamente 80 municípios por intervalo.

Ambas têm um padrão muito parecido, com concentração de municípios com altos números de empregos e estabelecimentos ativos nas bordas do estado, mas com maior predominância na região Norte e Metropolitana de Curitiba, sem grandes alteração do início para o fim do período analisado. Os empregos formais *per capita* e o número de estabelecimentos ativos por km² aumentaram no período, no entanto, esse aumento aconteceu em todos os intervalos apresentados.

Terminado as análises descritivas preliminares, parte-se na próxima seção para a análise exploratória de dados espaciais do consumo de energia elétrica e de outras variáveis, que é a base para atender ao objetivo geral do trabalho.

5.2 ANÁLISE DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta seção é apresentada a análise exploratória de dados espaciais do consumo de energia elétrica e de outras variáveis utilizadas na pesquisa que são relacionadas com o consumo de energia. O período de análise é de 2002 a 2016, com dados anuais. A fim de não tornar a análise exploratória exaustiva, optou-se por apresentar apenas para os anos 2002, 2006, 2011 e 2016. Primeiramente é calculado as estatísticas de I de Moran global univariada para as variáveis utilizadas, posteriormente apresentado os diagramas de dispersão de Moran, as estatísticas de *cluster LISA* e, por fim, a análise bivariada do I de Moran. As informações para o I de Moran univariado são apresentadas levando em consideração as matrizes rainha, rainha de 2º ordem, torre, k3, k5, k10, k15 e k20 vizinhos, respectivamente,

buscando robustez para a pesquisa. As demais análises são apresentadas apenas para uma das convenções.

5.2.1 I de Moran Global

Dado que o I de Moran é uma estatística que busca testar a hipótese nula de aleatoriedade espacial, a rejeição dessa hipótese com valor positivo indica similaridade entre as regiões. Dessa forma, regiões com altos (baixos) valores de uma variável são rodeados por vizinhos com valores também altos (baixos) dessa variável. Por outro lado, a significância estatística com valores negativos indica dissimilaridade espacial, ou seja, regiões com baixos (altos) valores de um atributo são rodeadas por vizinhos que possuem valores altos (baixos) desse atributo.

A Tabela 5 apresenta o índice de Moran para a variável consumo total de energia elétrica *per capita*, em logaritmo natural, para várias matrizes de pesos espaciais diferentes para os anos 2002, 2006, 2011 e 2016. É possível verificar que em todos os anos e em todas as convenções espaciais utilizadas, o I de Moran foi estatisticamente significativo e positivo, indicando a dependência espacial da variável. Destaca-se nessa tabela a matriz de 3 vizinhos, que conseguiu captar a máxima relação espacial em todos os anos analisados.

Tabela 5- I de Moran Global univariado para ln do consumo total de energia elétrica *per capita*

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,2078	0,0010	6,9996	Rainha	0,1825	0,0010	6,1125
rainha 2	0,1448	0,0010	9,0131	rainha 2	0,1180	0,0010	7,3790
torre	0,2085	0,0100	6,9518	Torre	0,1838	0,0010	6,0932
k3	0,2465	0,0010	6,6580	k3	0,2145	0,0010	5,8636
k5	0,2236	0,0010	7,6896	k5	0,1893	0,0010	6,5195
k10	0,2002	0,0010	9,8842	k10	0,1692	0,0010	8,2919
k15	0,1727	0,0010	10,6121	k15	0,1460	0,0010	8,9536
k20	0,1580	0,0010	11,0992	k20	0,1299	0,0010	9,0806
2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,2235	0,0010	7,5191	Rainha	0,2205	0,0010	7,2171
rainha 2	0,1482	0,0010	9,0935	rainha 2	0,1508	0,0010	8,9206
torre	0,2249	0,0010	7,5205	Torre	0,2229	0,0010	7,2810
k3	0,2472	0,0010	6,5836	k3	0,5234	0,0010	14,1504
k5	0,2222	0,0010	7,5846	k5	0,2301	0,0010	7,7098
k10	0,2028	0,0010	9,8830	k10	0,2011	0,0010	9,5182
k15	0,1735	0,0010	10,5157	k15	0,1734	0,0010	10,2162
k20	0,1615	0,0010	11,1961	k20	0,1638	0,0010	11,0291

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

A Tabela 6 apresenta o coeficiente I de Moran para a variável unidades consumidoras totais de energia por km², transformada em logaritmo natural. É possível verificar que o número de unidades consumidoras de energia elétrica apresentou I de Moran estatisticamente significativo e positivo, revelando que municípios com alto (baixo) número de unidades consumidoras eram também rodeados por municípios com alto (baixo) número dessas unidades.

Tabela 6- I de Moran Global univariado para ln do número de unidades consumidoras totais de energia/km²

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,4019	0,0010	13,2230	Rainha	0,4182	0,0010	13,3178
rainha 2	0,2697	0,0010	16,1228	rainha 2	0,2755	0,0010	16,1664
torre	0,4015	0,0010	13,0720	Torre	0,4176	0,0010	13,6505
k3	0,4762	0,0010	12,7192	k3	0,4943	0,0010	12,7908
k5	0,3941	0,0010	13,3593	k5	0,4098	0,0010	13,7385
k10	0,3421	0,0010	16,0102	k10	0,3581	0,0010	17,0081
k15	0,2897	0,0010	16,7875	k15	0,3035	0,0010	17,8480
k20	0,2531	0,0010	16,8516	k20	0,2652	0,0010	18,1309

2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,4220	0,0010	14,3682	Rainha	0,4361	0,0010	14,0873
rainha 2	0,2738	0,0010	16,8483	rainha 2	0,2880	0,0010	17,6624
torre	0,4213	0,0010	14,1104	Torre	0,4352	0,0010	14,3780
k3	0,4989	0,0010	13,1734	k3	0,5124	0,0010	13,6935
k5	0,4133	0,0010	13,6351	k5	0,4278	0,0010	13,9557
k10	0,3629	0,0010	16,6759	k10	0,3781	0,0010	18,5047
k15	0,3077	0,0010	17,8345	k15	0,3232	0,0010	19,0204
k20	0,2680	0,0010	17,8489	k20	0,2828	0,0010	20,1260

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

As Tabelas 7 e 8 apresentam o I de Moran para a densidade demográfica e PIB *per capita*, respectivamente, todas transformadas em logaritmos naturais. Essas variáveis possivelmente têm influência no consumo de energia elétrica, por isso também são analisadas.

É possível perceber que existia dependência espacial dessas variáveis. Regiões com alto (baixo) valor da densidade demográfica e PIB *per capita* eram rodeados por vizinhos com altos (baixos) valores dessas variáveis. Pelo menos na densidade demográfica novamente a matriz de 3 vizinhos captou melhor a similaridade regional.

Tabela 7- I de Moran Global univariado para ln densidade demográfica

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,4039	0,0010	13,5168	Rainha	0,4137	0,0010	13,8894
rainha 2	0,2542	0,0010	15,8583	rainha 2	0,2680	0,0010	16,7355
torre	0,4041	0,0010	13,4708	Torre	0,4136	0,0010	13,7991
k3	0,5030	0,0010	13,2170	k3	0,5102	0,0010	13,5923
k5	0,4157	0,0010	14,1998	k5	0,4242	0,0010	14,5364
k10	0,3536	0,0010	17,0314	k10	0,3671	0,0010	17,7116
k15	0,2926	0,0010	17,8606	k15	0,3089	0,0010	18,8229
k20	0,2427	0,0010	17,5598	k20	0,2605	0,0010	18,8358

2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
Rainha	0,4139	0,0010	13,9232	Rainha	0,4182	0,0010	14,1034
rainha 2	0,2685	0,0010	16,8415	rainha 2	0,2750	0,0010	17,2840
Torre	0,4134	0,0010	13,8556	Torre	0,4176	0,0010	14,0218
k3	0,5078	0,0010	13,6881	k3	0,5103	0,0010	13,0165
k5	0,4238	0,0010	14,5014	k5	0,4276	0,0010	14,6430
k10	0,3695	0,0010	17,7464	k10	0,3762	0,0010	18,0529
k15	0,3101	0,0010	18,9243	k15	0,3179	0,0010	19,3918
k20	0,2639	0,0010	19,0763	k20	0,2732	0,0010	19,7171

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I) = -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

Tabela 8- I de Moran Global univariado para ln PIB *per capita*

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,1576	0,0010	5,1796	Rainha	0,1185	0,0010	3,9379
rainha 2	0,1000	0,0010	6,0792	rainha 2	0,0810	0,0010	5,0476
torre	0,1572	0,0010	5,1284	Torre	0,1167	0,0010	3,8377
k3	0,1512	0,0010	4,0022	k3	0,1015	0,0090	2,6705
k5	0,1636	0,0010	5,6040	k5	0,1177	0,0030	4,0510
k10	0,1533	0,0010	7,2164	k10	0,1240	0,0010	5,9818
k15	0,1319	0,0010	7,6642	k15	0,1084	0,0010	6,2851
k20	0,1091	0,0010	7,5452	k20	0,0899	0,0010	6,1768

2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,1122	0,0010	3,6172	Rainha	0,1477	0,0010	4,6734
rainha 2	0,0914	0,0010	5,6612	rainha 2	0,1057	0,0010	6,2616
torre	0,1116	0,0040	3,5730	Torre	0,1449	0,0010	4,5598
k3	0,1099	0,0030	2,8437	k3	0,1784	0,0010	4,6798
k5	0,1117	0,0030	3,7718	k5	0,1738	0,0010	5,6779
k10	0,1160	0,0010	5,5389	k10	0,1520	0,0010	7,1529
k15	0,1051	0,0010	6,1342	k15	0,1361	0,0010	7,7887
k20	0,0906	0,0010	6,3267	k20	0,1224	0,0010	8,3735

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I) = -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

As Tabelas 9 e 10, por sua vez, apresentam o I de Moran para as variáveis grau de abertura comercial e participação da indústria sobre o PIB. Não é possível

rejeitar a hipótese de aleatoriedade espacial para o grau de abertura comercial na maioria das especificações de matrizes, indicando que essa variável não apresentou relação espacial para os municípios paranaenses. Porém, a participação da indústria sobre o PIB pareceu ser correlacionada positivamente no espaço.

Tabela 9- I de Moran Global univariado para grau de abertura comercial

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	-0,0084	0,4420	-0,3593	Rainha	0,0408	0,0990	1,3466
rainha 2	0,0056	0,1800	0,7497	rainha 2	0,0406	0,0140	2,5961
torre	-0,0083	0,4280	-0,3579	torre	0,0405	0,1040	1,3256
k3	-0,0084	0,5000	-0,2383	k3	0,0564	0,0620	1,7008
k5	-0,0089	0,4090	-0,3782	k5	0,0353	0,1260	1,1590
k10	0,0004	0,3320	0,1521	k10	0,0466	0,0230	2,2681
k15	0,0045	0,2040	0,5798	k15	0,0503	0,0070	3,0529
k20	0,0072	0,1360	0,9959	k20	0,0478	0,0040	3,3968
2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	-0,0080	0,4790	-0,2316	rainha	0,0161	0,2280	0,6085
rainha 2	0,0263	0,0540	1,8026	rainha 2	0,0112	0,1920	0,7740
torre	-0,0078	0,4850	-0,2261	torre	0,0163	0,2340	0,6116
k3	0,0088	0,2740	0,3270	k3	0,0775	0,0230	2,3985
k5	-0,0006	0,4040	0,0366	k5	0,0392	0,0940	1,3934
k10	0,0206	0,1230	1,1469	k10	0,0236	0,1200	1,1964
k15	0,0232	0,0710	1,6033	k15	0,0196	0,1210	1,2394
k20	0,0195	0,0690	1,6123	k20	0,0163	0,1210	1,2349

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

Tabela 10- I de Moran Global univariado para participação da indústria sobre o PIB

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,0725	0,0230	2,3217	rainha	0,1098	0,0040	3,5268
rainha 2	0,0890	0,0010	5,3100	rainha 2	0,0944	0,0010	5,6033
torre	0,0725	0,0230	2,3135	torre	0,1108	0,0040	3,5377
k3	0,0903	0,0150	2,4926	k3	0,1386	0,0030	3,5659
k5	0,1014	0,0030	3,4207	k5	0,1299	0,0010	4,3259
k10	0,0987	0,0010	4,6408	k10	0,1178	0,0010	5,5181
k15	0,1088	0,0010	6,3663	k15	0,1173	0,0010	6,8327
k20	0,1054	0,0010	7,2799	k20	0,1112	0,0010	7,5801
2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,0817	0,0120	2,6173	rainha	0,0715	0,0200	2,3364
rainha 2	0,0766	0,0010	4,6159	rainha 2	0,0724	0,0010	4,4793
torre	0,0819	0,0120	2,6087	torre	0,0724	0,0210	2,3534
k3	0,0965	0,0090	2,6051	k3	0,0723	0,0280	1,9821
k5	0,0953	0,0030	3,1882	k5	0,0908	0,0040	3,0777
k10	0,0906	0,0010	4,2582	k10	0,0890	0,0010	4,2297
k15	0,0924	0,0010	5,3484	k15	0,0852	0,0010	5,0536
k20	0,0910	0,0010	6,2604	k20	0,0834	0,0010	5,9141

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: $E(I) = -0,0025$. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

Por fim, as Tabelas 11 e 12 mostram o I de Moran para o número de empregos formais *per capita* e número de estabelecimentos ativos por km² dos municípios paranaenses. Ambas parecem ter relacionamento espacial positivo entre os municípios. Mais uma vez a matriz de 3 vizinhos conseguiu captar a maior dependência espacial.

Tabela 11- I de Moran Global univariado para ln do número de empregos formais
per capita

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,2230	0,0010	7,5582	Rainha	0,1966	0,0010	6,7988
rainha 2	0,1893	0,0010	11,1334	rainha 2	0,1479	0,0010	9,1581
torre	0,2237	0,0010	7,0666	Torre	0,1953	0,0010	6,6038
k3	0,2507	0,0010	6,8664	k3	0,2005	0,0010	5,3193
k5	0,2361	0,0010	7,8702	k5	0,1928	0,0010	6,4723
k10	0,2182	0,0010	10,3999	k10	0,1836	0,0010	8,7961
k15	0,1978	0,0010	11,4219	k15	0,1615	0,0010	9,3024
k20	0,1863	0,0010	12,7585	k20	0,1498	0,0010	10,1981

2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,2495	0,0010	8,3354	Rainha	0,2090	0,0010	6,5615
rainha 2	0,1786	0,0010	10,5497	rainha 2	0,1235	0,0010	7,3503
torre	0,2482	0,0010	8,2541	Torre	0,2079	0,0010	6,6948
k3	0,2549	0,0010	6,6140	k3	0,2248	0,0010	5,9451
k5	0,2336	0,0010	7,8507	k5	0,1901	0,0010	6,4291
k10	0,2210	0,0010	10,3308	k10	0,1665	0,0010	7,7330
k15	0,1889	0,0010	10,8703	k15	0,1303	0,0010	7,5482
k20	0,1775	0,0010	11,9932	k20	0,1251	0,0010	8,4455

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

Tabela 12- I de Moran Global univariado para ln do número de estabelecimentos
ativos/km²

2002				2006			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,3666	0,0010	12,2871	rainha	0,3768	0,0010	12,5882
rainha 2	0,2489	0,0010	15,0699	rainha 2	0,2481	0,0010	15,0807
torre	0,3667	0,0010	12,0360	torre	0,3779	0,0010	12,1302
k3	0,4324	0,0010	11,4424	k3	0,4478	0,0010	11,5460
k5	0,3637	0,0010	12,0505	k5	0,3718	0,0010	12,5296
k10	0,3184	0,0010	14,6603	k10	0,3264	0,0010	15,7005
k15	0,2639	0,0010	15,7298	k15	0,2707	0,0010	15,2453
k20	0,2287	0,0010	16,1016	k20	0,2340	0,0010	16,2318

2011				2016			
Matriz	I de Moran	p-value	z-value	Matriz	I de Moran	p-value	z-value
rainha	0,3844	0,0010	12,6913	rainha	0,3801	0,0010	12,0566
rainha 2	0,2455	0,0010	14,9361	rainha 2	0,2345	0,0010	13,9706
torre	0,3857	0,0010	13,0100	torre	0,3818	0,0010	12,1891
k3	0,4543	0,0010	11,4792	k3	0,4512	0,0010	12,0702
k5	0,3763	0,0010	12,7414	k5	0,3689	0,0010	12,2918
k10	0,3267	0,0010	15,2619	k10	0,3190	0,0010	15,1838
k15	0,2683	0,0010	15,9549	k15	0,2600	0,0010	15,2457
k20	0,2299	0,0010	15,7181	k20	0,2204	0,0010	14,8748

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias.

De modo geral, as variáveis que apresentaram um índice com maior magnitude foram densidade demográfica, unidades consumidoras de energia e

número de estabelecimentos ativos. Esse fato revelou uma maior força da autocorrelação espacial dessas variáveis nos municípios paranaenses.

5.2.2 Diagrama de Dispersão

A autocorrelação espacial também pode ser verificada por meio do diagrama de dispersão de Moran. Nele é possível verificar a relação entre uma variável de interesse e ela mesma defasada espacialmente. A Figura 18 apresenta o diagrama de dispersão de Moran para o consumo total de energia elétrica *per capita* para os anos 2002, 2006, 2011 e 2016, utilizando a matriz de 3 vizinhos. Essa matriz foi escolhida para todos os diagramas por ter conseguido captar maior autocorrelação espacial dentre as várias matrizes utilizadas na análise do I de Moran univariado.

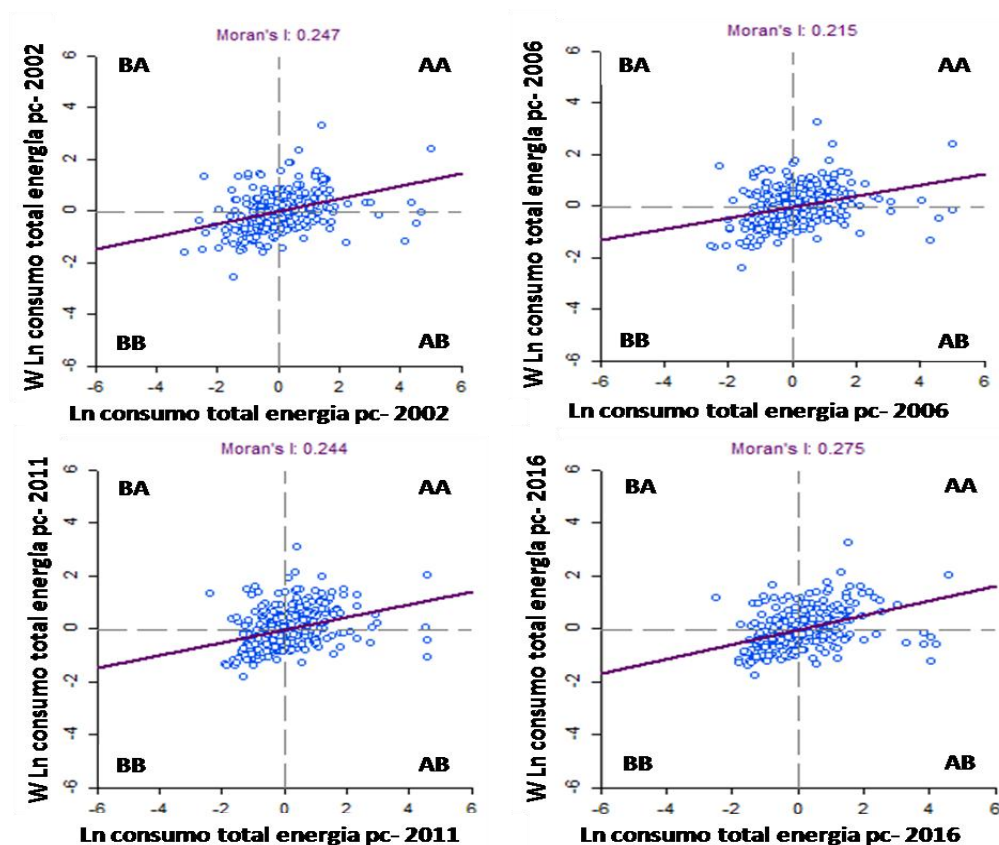


Figura 18- Diagrama de Dispersão de Moran para Ln consumo total de energia elétrica *per capita*

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

É possível identificar que os municípios paranaenses estavam bastante divididos entre os quatro quadrantes com relação ao consumo total de energia

elétrica *per capita*, nos quatro anos. De forma geral, a maioria estava concentrada nos quadrantes AA e BB. Ou seja, a maioria deles possuía alto (baixo) consumo de energia *per capita* e estava rodeado por municípios que também possuíam alto (baixo) consumo de energia *per capita*.

A Figura 19 apresenta o diagrama de dispersão para o número de unidades consumidoras totais de energia por km² nos anos 2002, 2006, 2011 e 2016. O padrão de concentração foi muito parecido com o consumo total de energia, mas com um espriamento maior no quadrante AA. A maior parte das unidades consumidoras estavam nos quadrantes AA e BB.

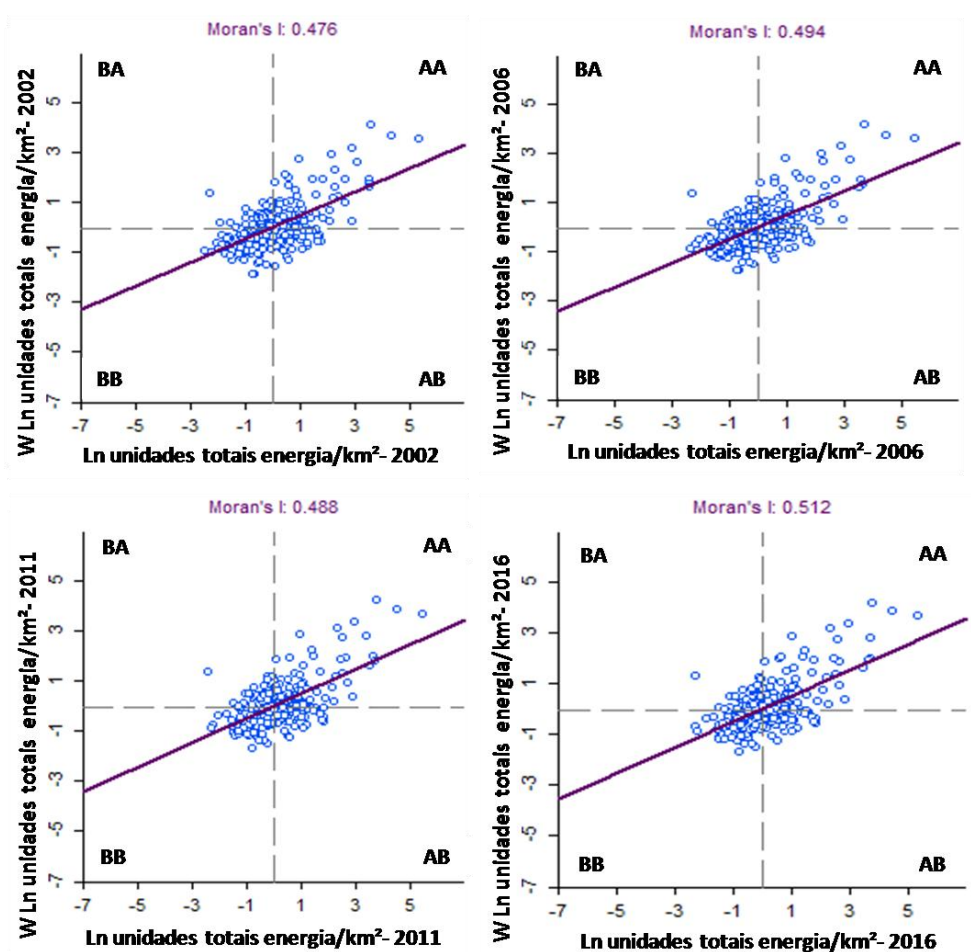


Figura 19- Diagrama de Dispersão de Moran para Ln unidades consumidoras totais de energia/km²

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

As Figuras 20 e 21 apresentam os diagramas de dispersão para a densidade demográfica e PIB *per capita*. Na densidade demográfica é possível identificar uma concentração maior no quadrante BB e AA, com maior espriamento neste último.

No PIB *per capita* a maior concentração também estava nos quadrantes AA e BB, porém com menor espriamento dos municípios.

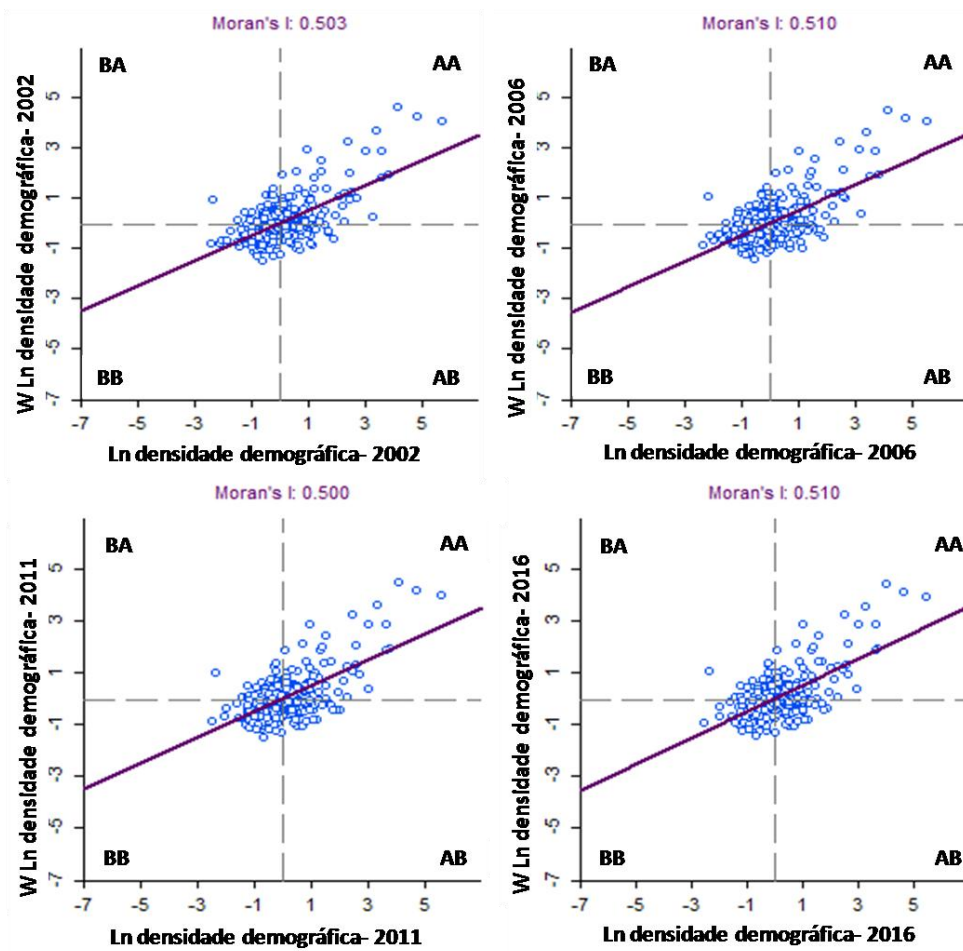


Figura 20- Diagrama de Dispersão de Moran para Ln da densidade demográfica

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

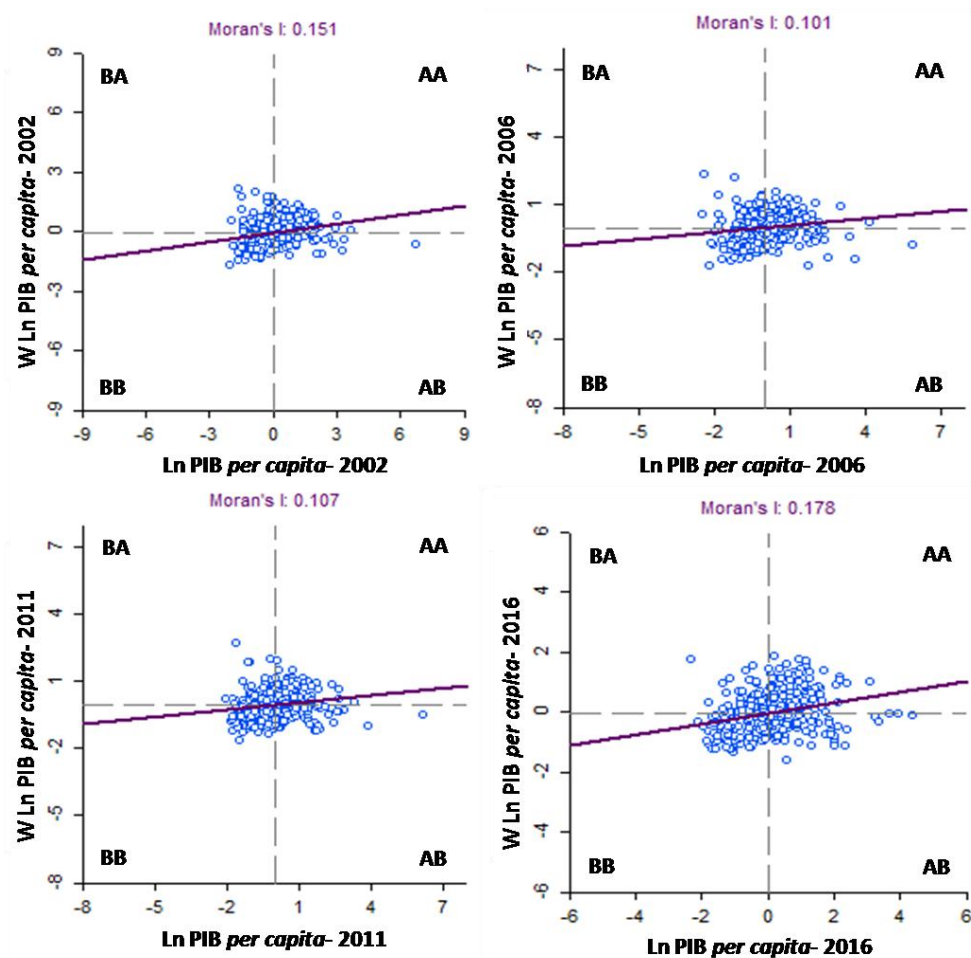


Figura 21- Diagrama de Dispersão de Moran para *ln PIB per capita*

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

A Figura 22 mostra o diagrama de dispersão para abertura comercial. O I de Moran não foi estatisticamente significativo no período, indicando que não existia dependência espacial dessa variável nos municípios paranaenses nos anos 2002, 2006, 2011 e 2016. Sendo assim, os municípios estavam dispersos de maneira bem parecida, próximos do eixo 0, mas com leve concentração no quadrante AA.

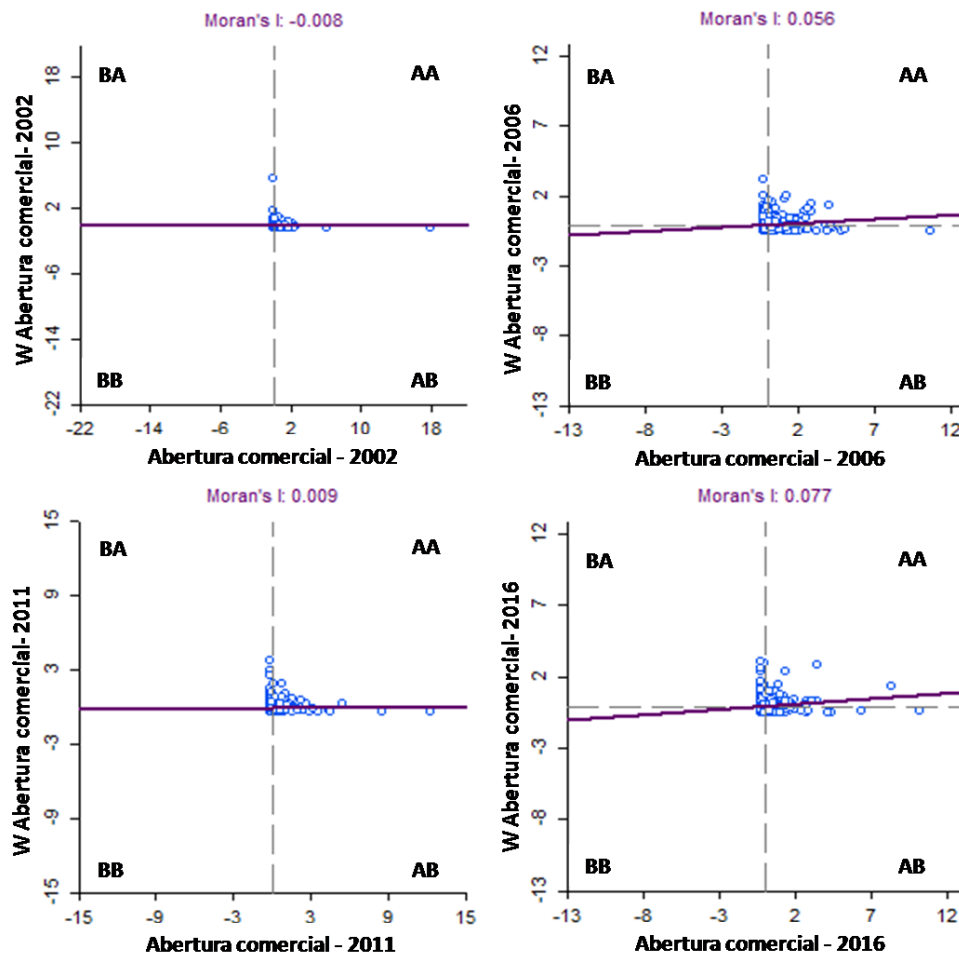


Figura 22- Diagrama de Dispersão de Moran para abertura comercial

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

As Figuras 23, 24 e 25 apresentam os diagramas de dispersão de Moran para participação da indústria sobre o PIB, empregos formais *per capita* e estabelecimentos ativos por km², respectivamente, para os anos 2002, 2006, 2011 e 2016. A participação da indústria sobre o PIB apresentou uma dependência espacial menor, porém estatisticamente significativa, com concentração espacial da maioria dos municípios no quadrante BB. Assim, municípios com baixos valores da participação da indústria estavam rodeados por municípios também com baixa participação.

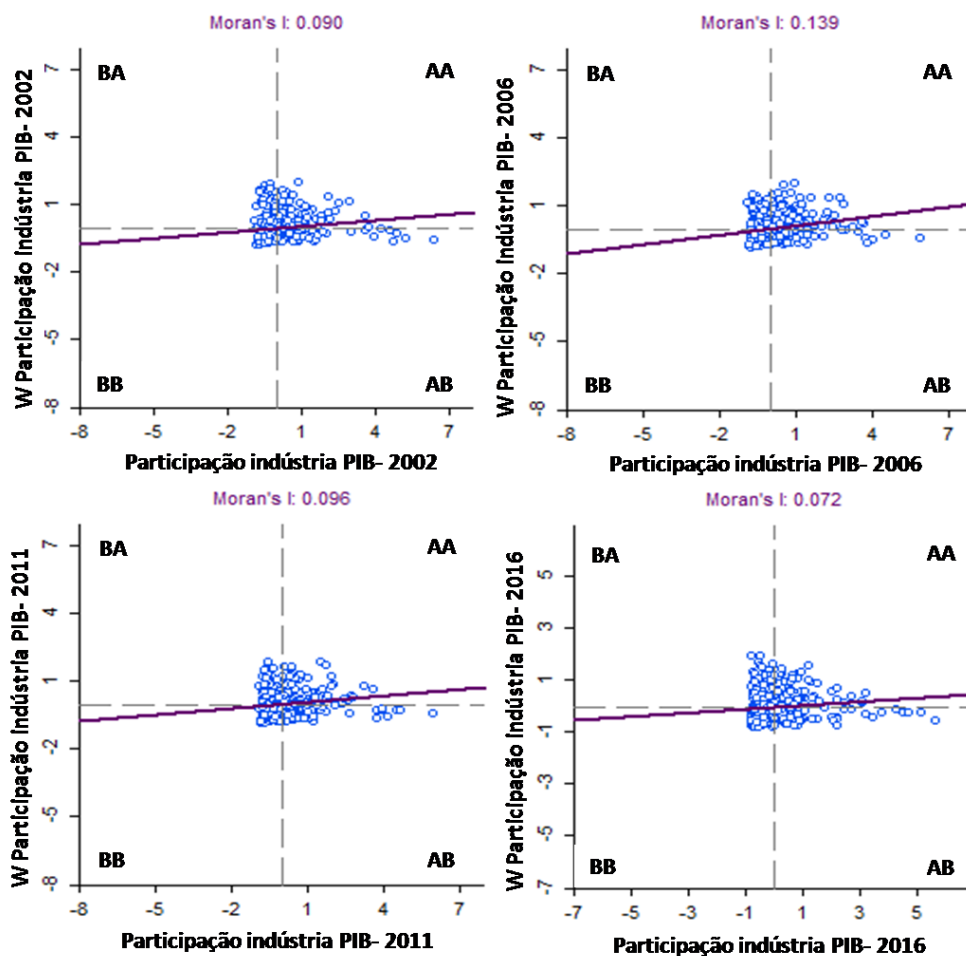


Figura 23- Diagrama de Dispersão de Moran para participação da indústria sobre o PIB

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

A variável empregos formais *per capita* apresentou dispersão bastante parecido nos quatro quadrantes, mas a maioria deles estava no quadrante BB, indicando que municípios com baixos empregos eram rodeados por vizinhos também com menor número de empregos.

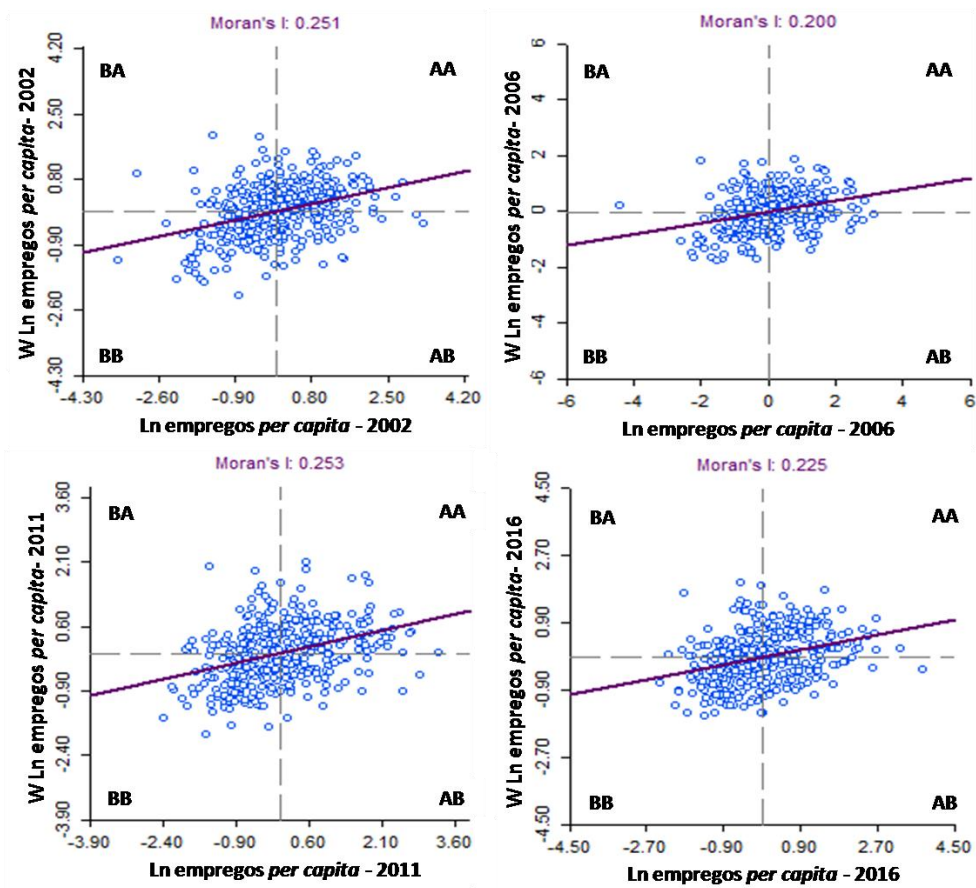


Figura 24- Diagrama de Dispersão de Moran para Ln número de empregos formais *per capita*

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

O número de estabelecimentos ativos dos municípios, por sua vez, apresentou concentração maior nos quadrantes BB e AB, e existia uma dispersão maior de municípios no quadrante AA.

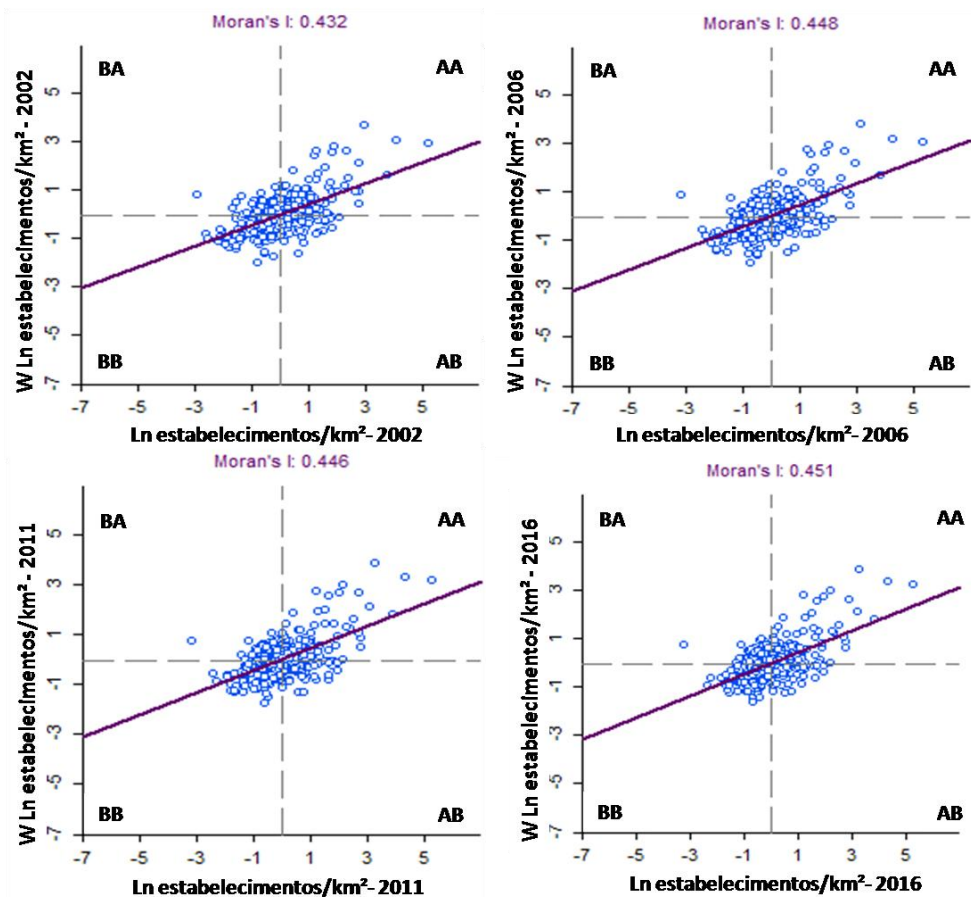


Figura 25- Diagrama de Dispersão de Moran para Ln estabelecimentos ativos por km²

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

De maneira geral não houve alteração significativa no padrão de dispersão dos municípios ao longo dos anos analisados e a maioria dos municípios apresentou variáveis com valores altos (baixos) rodeados por vizinhos também com valores altos (baixos).

Para verificar a formação de *cluster* e a significância estatística do I de Moran de cada município, é apresentado a estatística *LISA* na próxima seção.

5.2.3 Mapa de *Cluster LISA*

A estatística I de Moran local univariada, chamada de mapa de *cluster LISA*, permite a decomposição do I de Moran na contribuição de cada observação individual. Esta serve para avaliar a influência de cada município na magnitude da estatística global e para identificar *clusters* e *outliers* espaciais. A Figura 26 apresenta o mapa de *cluster* para a variável consumo de energia elétrica total *per*

capita para os municípios paranaenses nos anos de 2002 e 2016. Todos os mapas *LISA* foram elaborados com a matriz 3 vizinhos.

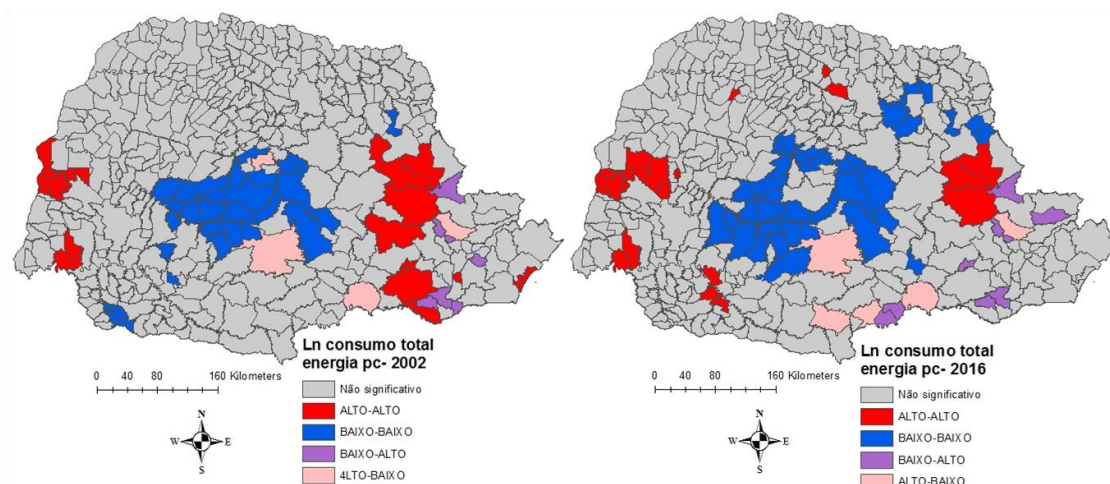


Figura 26- Mapa de *cluster LISA* para *ln* consumo total de energia elétrica *per capita* 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

O Quadro 6 do Apêndice apresenta os municípios pertencentes aos *clusters* AA e BB para os anos 2002 e 2016 em relação a variável consumo de energia elétrica *per capita*.

Verifica-se a existência principalmente de *clusters* BAIXO-BAIXO e ALTO-ALTO para o consumo total de energia elétrica *per capita* no estado do Paraná. Alguns municípios pertencentes às mesorregiões Centro Ocidental, Centro Oriental e Centro Sul, em 2002, e também Norte Pioneiro em 2016, em sua maioria, possuíam baixo consumo de energia e eram rodeados por municípios também com baixo consumo. Já nas mesorregiões Oeste, Centro Oriental e Sudeste, existiam alguns municípios com alto consumo de energia rodeados por outros também com elevado consumo. Destaca-se no *cluster* ALTO-ALTO, na mesorregião Oeste, os municípios de Toledo, Marechal Cândido Rondon, Assis Chateaubriand e Matelândia, no Centro Oriental, Piraí do Sul e Castro, e no Sudeste, Lapa. Além desses, em 2016, no Sudoeste Paranaense, os municípios de Verê e São Jorge do Oeste pertenciam ao *clusters* ALTO-ALTO.

De 2002 para 2016 houve pequena mudança na composição dos *clusters* do consumo de energia elétrica, apenas ocorrendo a inclusão de vários municípios no *cluster* BB e a saída de alguns do *cluster* AA, principalmente na mesorregião Sudeste.

Além do mapa de *cluster LISA* da variável consumo de energia elétrica, também são apresentados os mapas para outras variáveis que possuem estreita relação com o consumo de energia. A Figura 27 apresenta o mapa de *cluster LISA* para a variável unidades consumidoras totais de energia elétrica por km² para os anos 2002 e 2016. Existiam dois *clusters* BAIXO-BAIXO basicamente no Centro Ocidental e Centro-Sul Paranaense e dois *clusters* ALTO-ALTO na região Metropolitana de Curitiba e Norte Central. Nesse último *cluster* estavam municípios como Maringá, Arapongas, Apucarana, Rolândia, Guaratuba, São José dos Pinhais, Araucária e Curitiba.

Tanto os *clusters* de consumo de energia como os de unidades consumidoras refletem a dinâmica espacial de maior concentração populacional do estado do Paraná. Nas bordas do estado estão os municípios mais desenvolvidos, mais populosos e com maior dinamismo das atividades econômicas. No centro os municípios menos populosos, menos desenvolvidos, com solo e terra mais desfavoráveis e com menor intensidade de atividades econômicas. Esses elementos contribuem para a formação dos *clusters* do consumo de energia e das unidades consumidoras de energia.

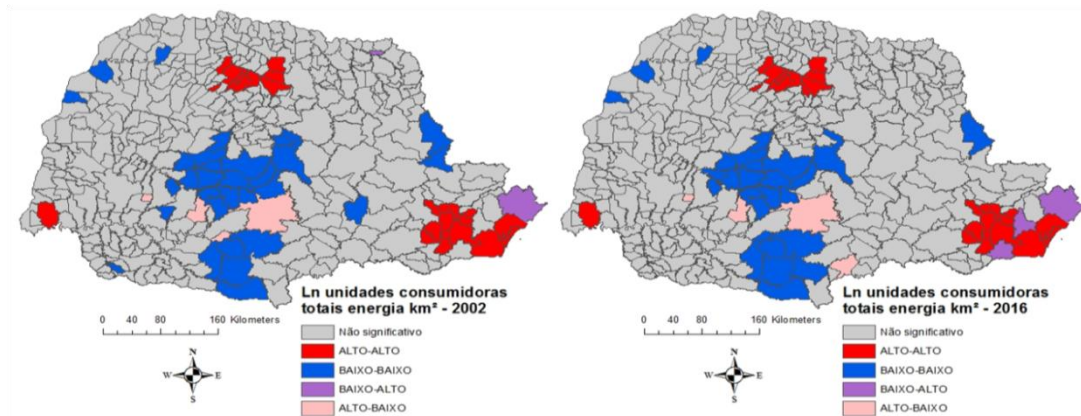


Figura 27- Mapa de *cluster LISA* para Ln unidades consumidoras totais de energia elétrica por km² 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

A Figura 28, por sua vez, mostra a existência de *cluster* com relação a densidade demográfica dos municípios paranaenses. Nos dois anos apresentados existia dois *clusters* ALTO-ALTO. Um na mesorregião Norte Central, na microrregião de Maringá e em alguns municípios da microrregião de Apucarana e Londrina, e outro em Curitiba e região. Essas regiões são as mais populosas do estado, onde se encontram as principais cidades em número de habitantes. Por outro

lado, no Centro Sul e Sudeste paranaense, estavam localizados *clusters* BAIXO-BAIXO, pois são as regiões menos populosas do estado. Nestes estão municípios como Cândido de Abreu, Pitanga, Goioxin, Manguerinha, Pinhão, Reserva do Iguaçu, entre outros.

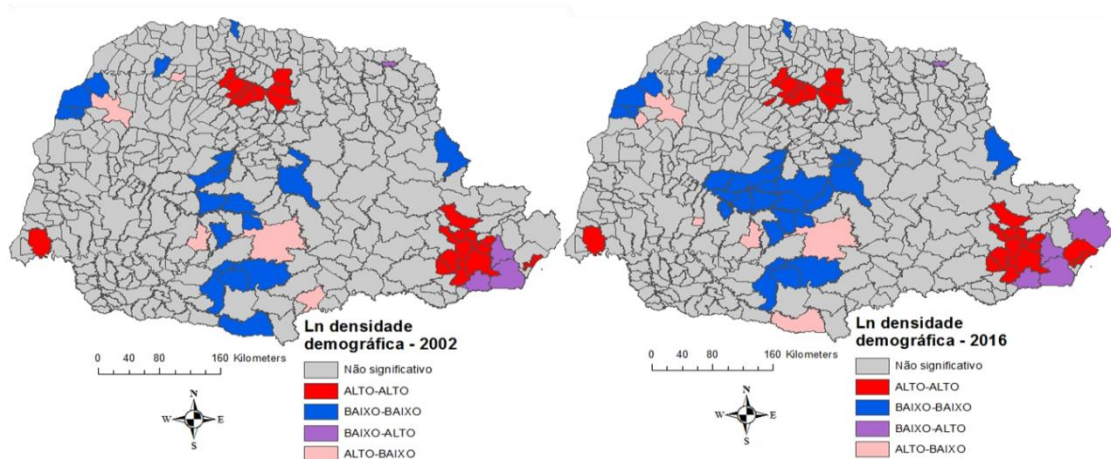


Figura 28- Mapa de *cluster LISA* para Ln densidade demográfica 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

Segundo Magalhães e Kleinke (2000), as principais correntes migratórias do estado do Paraná dos anos de 1970 a 1990 foram em direção da Região Metropolitana de Curitiba e para a região Norte Central, mais especificamente para Londrina e Maringá. Eles afirmam que o Paraná acompanhou o padrão nacional de concentração em aglomerações urbanas, com grupos de municípios vizinhos com elevada população e intenso crescimento.

O I de Moran Local para o PIB *per capita* pode ser visualizado na Figura 29 para os anos de 2002 e 2016. No ano de 2002 existiam quatro principais *clusters* compostos de municípios com baixo PIB *per capita* rodeado por outros também com baixo PIB: no extremo Noroeste paranaense, nos municípios de Alto Paraíso, Altônia e Pérola; no meio do estado, nos municípios de Nova Laranjeiras, Palmital, Laranjal, Marquinho, Cantagalo, Goioxin, entre outros; no Norte Pioneiro, em Ibaiti e Sapopema; e no Norte Central, em Reserva e Cândido de Abreu. Já no ano de 2016 manteve-se a maioria dos *clusters* com surgimento de outro BAIXO-BAIXO nos municípios de General Carneiro, Bituruna e Cruz Machado. Com relação ao *cluster* ALTO-ALTO, houve significativa mudança no padrão de 2002 para 2016, permanecendo em 2016 dois *clusters* significativos do PIB *per capita*: no Oeste, em municípios como Palotina, Assis Chateaubriand, Maripá e outros; e no Sudoeste, na

microrregião de Pato Branco e em alguns municípios da microrregião de Francisco Beltrão.

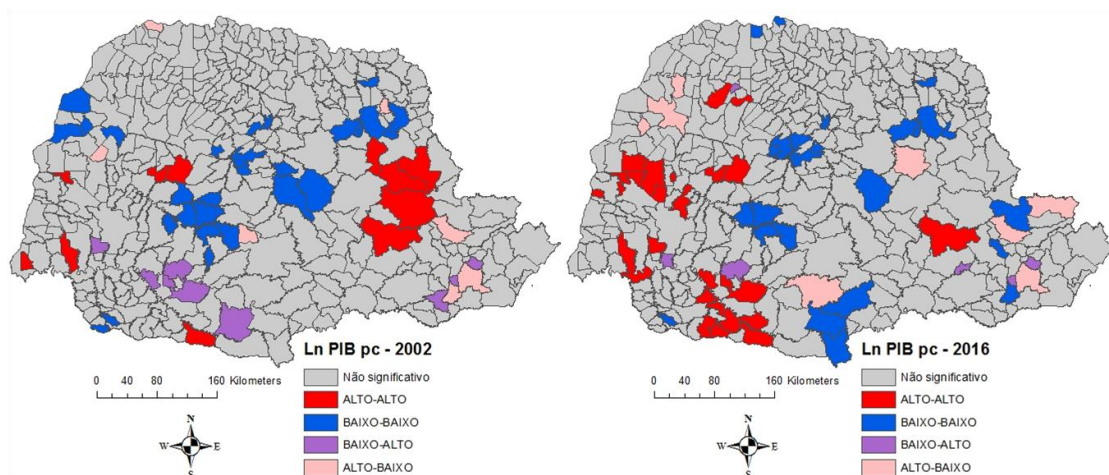


Figura 29- Mapa de *cluster LISA* para Ln PIB *per capita* 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

Os *clusters* BB de PIB *per capita* do ano de 2016 mostram, sobretudo, regiões menos populosas do estado se comparar com os *clusters* de densidade populacional. Segundo Magalhães e Kleinke (2000), isso pode ser explicado porque a concentração populacional em áreas urbanas eleva as disparidades sociais decorrentes das sucessivas crises de emprego e queda dos níveis de renda, e isso se reflete no empobrecimento de segmentos da população.

As Figuras 30 e 31 mostram, respectivamente, o mapa de *cluster LISA* para o grau de abertura comercial dos municípios e a participação da indústria sobre o PIB.

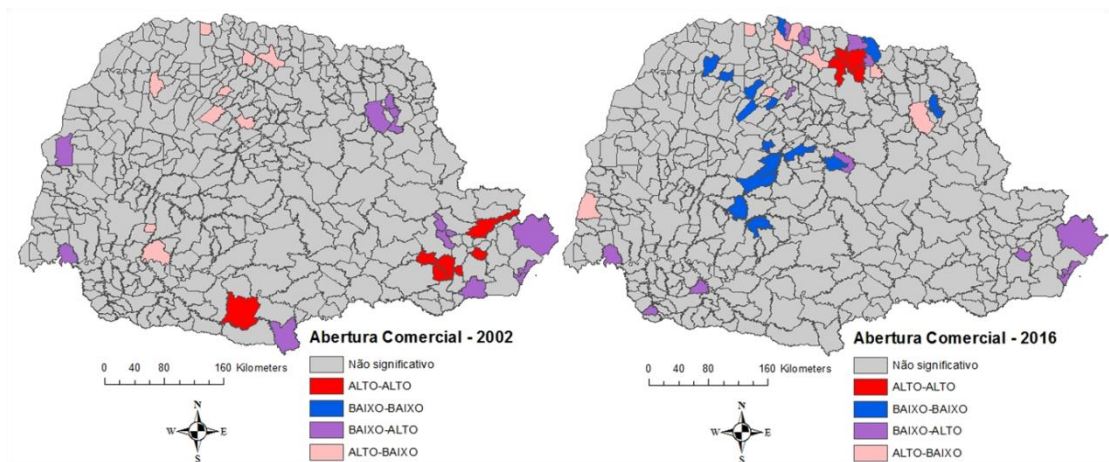


Figura 30- Mapa de *cluster LISA* para abertura comercial 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

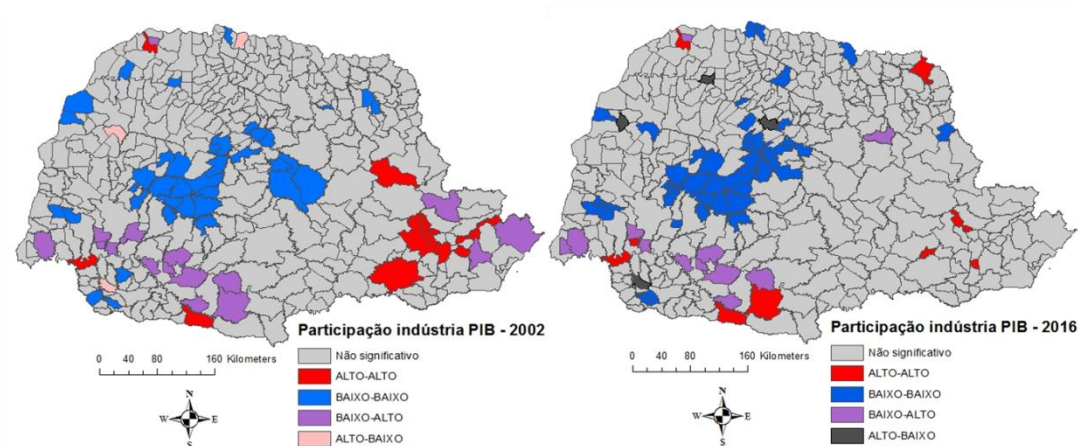


Figura 31- Mapa de *cluster LISA* para participação da indústria no PIB 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

Em 2002 havia um pequeno *cluster* de abertura comercial ALTO-ALTO na região de Contenda e Araucária, dado que este último é um pólo petro-químico importante do estado e exportador de óleos de petróleo e também madeiras. Em 2016 também havia um *cluster* ALTO-ALTO entre os municípios de Cambé, Sertanópolis, Ibiporã e Bela Vista do Paraíso. Desses, Cambé e Ibiporã são destaques na exportação de carnes e seus derivados e Bela Vista do Paraíso em produtos de soja. Apenas em 2016 apareceu um pequeno *cluster* BAIXO-BAIXO nos municípios de Iretama, Roncador e outros.

Já com respeito à participação da indústria sobre o PIB, havia uma grande aglomeração, nos dois períodos, na região Centro-Sul e Centro Ocidental principalmente, de municípios com baixa participação da indústria rodeados por outros nessa mesma situação. A região Central é composta pelos municípios mais pobres do estado. Uma pequena aglomeração, por sua vez, de municípios com alta participação rodeados por outros também com alta participação existia na região metropolitana de Curitiba, que perdeu importância no ano de 2016. Na região metropolitana de Curitiba, por sua vez, estão localizadas as maiores indústrias do estado, principalmente as automotivas.

Por fim, as duas próximas Figuras, 32 e 33, dizem respeito ao I de Moran Local para o número de empregos formais *per capita* e o número de estabelecimentos ativos por km². Ambos não apresentaram alterações significativas de 2002 para 2016. Nos empregos *per capita* havia um *cluster* BAIXO-BAIXO significativo na parte Centro Ocidental e Centro-Sul do estado e pequenos *clusters* ALTO-ALTO no Noroeste e região Leste do estado.

Para os estabelecimentos ativos por km², havia três principais *clusters* BAIXO-BAIXO englobando alguns municípios das mesorregiões Centro-Sul e Centro Oriental, e três pequenos *cluster* ALTO-ALTO em municípios das mesorregiões Oeste, Norte Central e Metropolitana de Curitiba.

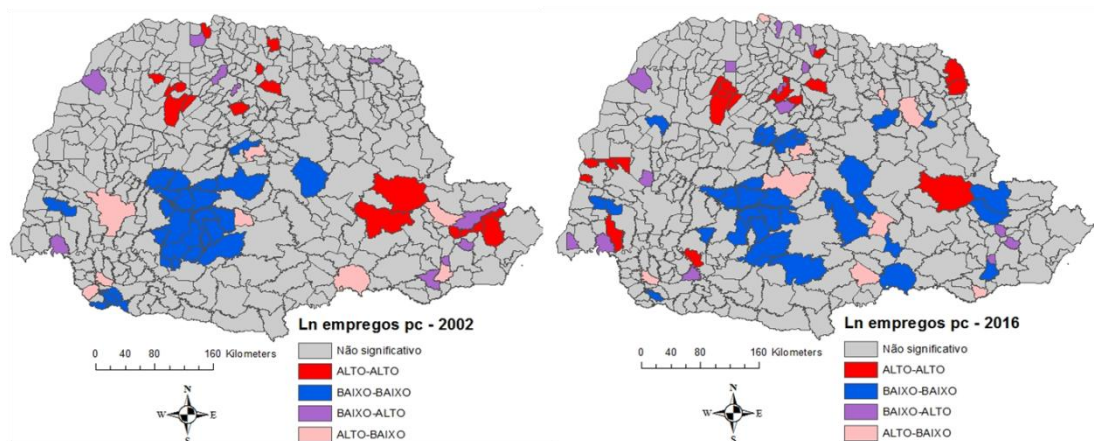


Figura 32- Mapa de *cluster LISA* para Ln empregos *per capita* 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

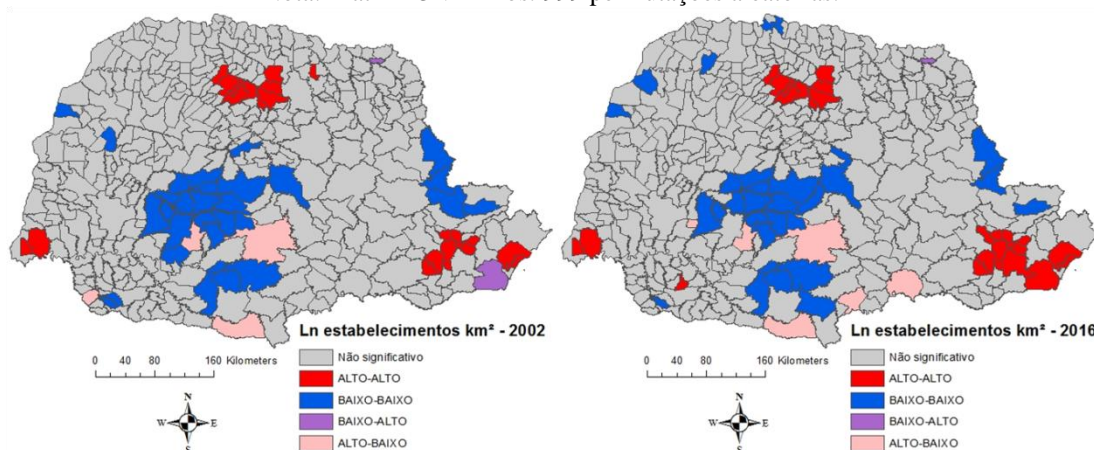


Figura 33- Mapa de *cluster LISA* para Ln estabelecimentos ativos por km² 2002 e 2016

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software ArcGIS.

Nota: Matriz k3 vizinhos. 999 permutações aleatórias.

Com exceção do PIB *per capita* e da abertura comercial, todas as demais variáveis não apresentaram alterações significativas na formação dos *clusters* de 2002 para 2016, permanecendo o mesmo padrão espacial.

Para finalizar a análise exploratória, a próxima seção apresenta o I de Moran bivariado entre o consumo de energia elétrica e outras variáveis para verificar associação espacial entre elas.

5.2.4 Análise Bivariada

A fim de verificar se o consumo de energia elétrica tem associação espacial com as demais variáveis, foi elaborada uma análise bivariada para os anos de 2002, 2006, 2011 e 2016 com a matriz de 3 vizinhos, destaque na autocorrelação univariada. A Tabela 13 apresenta essa relação entre o consumo total de energia elétrica *per capita* e as variáveis unidades consumidoras, densidade demográfica, PIB *per capita*, abertura comercial, participação da indústria no PIB, número de empregos e número de estabelecimentos ativos.

Existia autocorrelação espacial positiva e altamente significativa entre consumo de energia elétrica e unidades consumidoras, densidade demográfica, PIB *per capita*, número de empregos e estabelecimentos ativos, rejeitando a hipótese nula de aleatoriedade espacial. Sendo assim, afirma-se que municípios com altos (baixos) valores do consumo de energia elétrica eram rodeados por vizinhos com alto (baixos) número de unidades consumidoras, densidade demográfica, PIB *per capita*, empregos e estabelecimentos ativos nos anos analisados.

Percebe-se que existia associação espacial baixa entre consumo de energia elétrica e abertura comercial e entre consumo de energia elétrica e participação da indústria sobre o PIB, embora estatisticamente significativa na maioria dos anos.

As variáveis que apresentaram maior associação espacial com o consumo de energia elétrica foram número de empregos formais, número de estabelecimentos ativos e unidades consumidoras totais de energia, indicando que municípios que possuíam altos (baixos) valores de consumo de energia eram rodeados por municípios com altos (baixos) valores desses atributos.

Tabela 13- I de Moran Global bivariado entre consumo total de energia elétrica *per capita* e demais variáveis

Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W ln unidades consumidoras totais/km²	p-value	z-value
2002	0,2010	0,0010	6,3464
2006	0,1529	0,0010	4,9554
2011	0,1667	0,0010	5,4268
2016	0,1319	0,0010	4,5696
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W ln densidade demográfica	p-value	z-value
2002	0,1643	0,0010	5,3261
2006	0,1288	0,0010	4,3296
2011	0,1663	0,0010	5,5306
2016	0,1224	0,0010	4,3626
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W ln PIB <i>per capita</i>	p-value	z-value
2002	0,1677	0,0010	5,0266
2006	0,1428	0,0010	4,2886
2011	0,1464	0,0010	4,4571
2016	0,1762	0,0010	5,5234
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W abertura comercial	p-value	z-value
2002	0,0110	0,3100	0,3963
2006	0,1040	0,0040	3,4351
2011	0,0328	0,1350	1,1177
2016	0,0465	0,0570	1,6055
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W participação da indústria sobre o PIB	p-value	z-value
2002	0,0730	0,0070	2,4890
2006	0,0752	0,0080	2,4781
2011	0,0875	0,0050	2,8248
2016	0,0663	0,0200	2,2149
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W ln empregos <i>per capita</i>	p-value	z-value
2002	0,1916	0,0010	5,7785
2006	0,1572	0,0010	5,0603
2011	0,1910	0,0010	5,8391
2016	0,2082	0,0010	6,1725
Ano	ln consumo total de energia <i>per capita</i> x W ln estabelecimentos/km²	p-value	z-value
2002	0,2189	0,0010	6,8387
2006	0,1827	0,0010	5,8296
2011	0,2005	0,0010	6,7159
2016	0,1597	0,0010	5,3409

FONTE: Elaborada pela autora, com base no Software Geoda.

Nota: E(I)= -0,0025. Pseudo p-value baseado em 999 permutações aleatórias. Matriz k-3 vizinhos.

Feita a análise exploratória espacial, considerada um procedimento prévio e muito importante para antecipar padrões espaciais, a próxima seção apresenta as estimações a fim de responder ao primeiro objetivo específico da pesquisa.

5.3 DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta seção são apresentados os resultados das estimações dos elementos que influenciam no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. Como forma de garantir a robustez da pesquisa, primeiramente são apresentados alguns testes e resultados para os dados espaciais *cross-section*, posteriormente para dados em painel e, por fim, painel de dados espaciais, a forma principal de interesse de estimação desse trabalho.

5.3.1 Diagnósticos e estimações *cross-section*

Esta subseção apresenta os procedimentos realizados com dados *cross-section* primeiramente, seguindo as estratégias metodológicas destacadas na Figura 34.

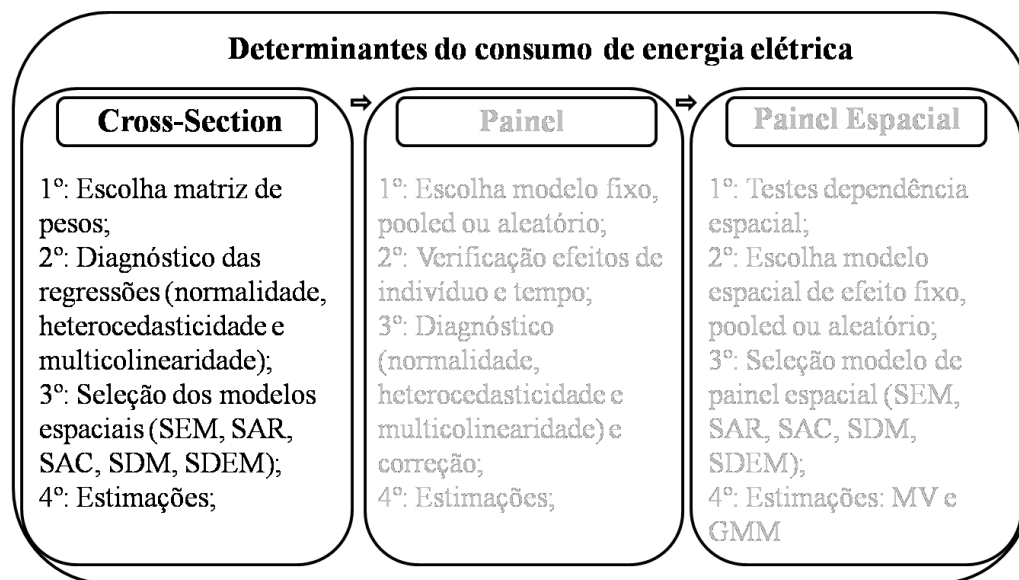


Figura 34- Procedimentos metodológicos utilizados com dados *cross-section* para os determinantes do consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Inicialmente é feito a escolha da matriz de pesos espaciais, depois verificado o diagnóstico das regressões, posteriormente selecionado o melhor modelo espacial, e por fim, estimado o modelo espacial escolhido para todos os anos da amostra.

A Tabela 14 tem por objetivo apresentar o teste do I de Moran dos resíduos das regressões estimadas por MQO levando em conta os efeitos espaciais. O modelo

especificado segue a Equação 78¹⁴ para dados de corte transversal para os anos de 2002 até 2016, apresentados em intervalos de dois anos. Pretende-se escolher a matriz de pesos espaciais que melhor capte a dependência espacial do modelo estimado.

Tabela 14- I de Moran dos resíduos das regressões de MQO com dados *cross-section* para os determinantes do consumo de energia elétrica

Matriz		2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
Rainha	value	0,0321	0,0375	0,0306	0,0631	0,0623	0,0958	0,0843	0,0841
	p-value	0,2090	0,1476	0,2252	0,0217	0,0238	0,0008	0,0027	0,0028
Rainha 2º ordem ¹⁵	value	0,0369	0,0403	0,0289	0,0480	0,0428	0,0537	0,0539	0,0660
	p-value	0,0098	0,0049	0,0368	0,0010	0,0034	0,0003	0,0003	0,0000
Torre	value	0,0344	0,0390	0,0333	0,0658	0,0664	0,0992	0,0880	0,0882
	p-value	0,1844	0,1359	0,1947	0,0178	0,0173	0,0005	0,0019	0,0020
k2	value	0,0710	0,0537	0,0498	0,1026	0,0960	0,1239	0,1261	0,1383
	p-value	0,0916	0,1858	0,2179	0,0169	0,0250	0,0043	0,0036	0,0015
k3	value	0,0800	0,0751	0,0660	0,1100	0,1057	0,1311	0,1324	0,1358
	p-value	0,0239	0,0318	0,0573	0,0022	0,0033	0,0003	0,0003	0,0002
k4	value	0,0703	0,0650	0,0439	0,0742	0,0748	0,0984	0,0917	0,0853
	p-value	0,0211	0,0306	0,1293	0,0150	0,0145	0,0016	0,0030	0,0055
k5	value	0,0683	0,0657	0,0506	0,0809	0,0781	0,1040	0,1011	0,0926
	p-value	0,0120	0,0148	0,0555	0,0033	0,0045	0,0002	0,0003	0,0008
k6	value	0,0596	0,0526	0,0358	0,0652	0,0639	0,0904	0,0870	0,0774
	p-value	0,0154	0,0293	0,1221	0,0084	0,0099	0,0004	0,0006	0,0020
k8	value	0,0486	0,0467	0,0298	0,0580	0,0494	0,0764	0,0759	0,0849
	p-value	0,0198	0,0236	0,1274	0,0061	0,0184	0,0004	0,0004	0,0001
k10	value	0,0484	0,0503	0,0366	0,0639	0,0577	0,0809	0,0757	0,0753
	p-value	0,0094	0,0068	0,0426	0,0008	0,0024	0,0000	0,0001	0,0001
k15	value	0,0460	0,0456	0,0326	0,0598	0,0446	0,0678	0,0669	0,0643
	p-value	0,0021	0,0021	0,0235	0,0001	0,0030	0,0000	0,0000	0,0000
k18	value	0,0491	0,0499	0,0390	0,0613	0,0440	0,0693	0,0692	0,0701
	p-value	0,0003	0,0002	0,0035	0,0000	0,0012	0,0000	0,0000	0,0000
k20	value	0,0517	0,0535	0,0422	0,0649	0,0471	0,0668	0,0618	0,0650
	p-value	0,0000	0,0000	0,0009	0,0000	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Geoda.

É possível perceber que para todos os períodos estimados, a matriz de pesos espaciais de 3 vizinhos foi a que melhor se adequou, absorvendo a maior dependência espacial, rejeitando a hipótese nula de aleatoriedade espacial com significância estatística.

¹⁴ $ConsEne_i = \alpha_i + \beta_1 Unid_i + \beta_2 PIB_i + \beta_3 Dens_i + \beta_4 Empre_i + \beta_5 Estab_i + \beta_6 Abert_i + \beta_7 PartIND_i + \beta_8 W + \mu_i$

¹⁵ A matriz rainha de segunda ordem foi realizada considerando também os vizinhos de primeira ordem.

Dessa forma, seguindo os procedimentos de escolha da matriz de pesos sugerida pela literatura, a matriz k3 foi a escolhida para expressar a dependência espacial nos modelos estimados.

Tendo sido escolhida a matriz de pesos espaciais, a Tabela 15 apresenta os testes para os modelos estimados por MQO, a fim de analisar a adequação aos pressupostos da regressão. A Tabela 15 também apresenta as informações de 2002 a 2016 em intervalos de dois anos.

Tabela 15- Diagnóstico das regressões com dados *cross-section* estimadas por MQO para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes		2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
Condition Number (Multicolinearidade)	value	103,64	102,65	127,65	110,55	120,06	125,56	129,49	135,26
Jarque Bera (Normalidade)	value	2340,38	2082,88	1687,77	1856,67	1839,80	1633,39	1208,94	1457,26
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	DF	2	2	2	2	2	2	2	2
Breush-Pagan (Heterocedasticidade)	value	1000,39	1042,41	1015,76	710,79	567,50	424,76	485,06	336,59
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	DF	7	7	7	7	7	7	7	7
Koenker-Bassett (Heterocedasticidade)	value	148,29	161,93	172,42	117,47	94,91	75,54	97,85	63,29
	p-value	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	DF	7	7	7	7	7	7	7	7

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Verifica-se que existem indícios de multicolinearidade no modelo para alguns anos, não sendo, no entanto, tão grave, pois o valor do teste não se distancia muito de 110. A fim de verificar se a multicolinearidade pode ser problemática, optou-se por utilizar o teste VIF (*Variance Inflation Factor*). Segundo Fávero et al. (2009), um VIF acima de 10 e $1/VIF$ abaixo de 0,10 indica que o modelo apresenta multicolinearidade problemática. Após a realização do teste foi possível constatar que a multicolinearidade não é problemática no modelo, pois a média do VIF para todas as variáveis em todos os períodos ficou no limite permitido.

Observa-se também no diagnóstico das regressões que os resíduos não seguem uma distribuição normal, pois rejeitam a hipótese nula de normalidade, indicando que o melhor método de estimação não deve ser o de Máxima Verossimilhança. Além disso, os testes de heterocedasticidade apontam rejeição da hipótese nula de homocedasticidade, apresentando resíduos heterocedásticos.

A existência de ambos os problemas pode colocar suspeita nas inferências. Para corrigir a ausência de homocedasticidade, o modelo especificado deve acomodar a heterocedasticidade na forma de grupos ou erros robustos. Quanto ao problema da ausência de normalidade nos erros, é adotado o método GMM que prescinde da normalidade dos erros.

A Tabela 16, por sua vez, apresenta os testes de Multiplicador de Lagrange para escolha do melhor modelo para captar a dependência espacial a partir da matriz de pesos já especificada.

Tabela 16- Diagnóstico da autocorrelação espacial com dados *cross-section* para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes		2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
Lagrange Multiplier (lag)	value	7,55	8,74	11,53	15,08	13,07	16,92	23,90	22,57
	p-value	0,0060	0,0031	0,0007	0,0001	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
Robust LM (lag)	value	3,30	5,01	9,78	7,00	5,60	5,51	12,30	10,25
	p-value	0,0693	0,0251	0,0018	0,0081	0,0180	0,0189	0,0004	0,0014
Lagrange Multiplier (error)	value	4,29	3,78	2,92	8,11	7,49	11,53	11,75	12,35
	p-value	0,0384	0,0519	0,0875	0,0044	0,0062	0,0007	0,0006	0,0004
Robust LM (error)	value	0,0303	0,0545	1,16	0,0283	0,0109	0,1178	0,1501	0,0288
	p-value	0,8618	0,8154	0,2807	0,8663	0,9168	0,7314	0,6984	0,8652

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Geoda.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Os testes de Multiplicador de Lagrange *lag* e *error* para o modelo com variável dependente defasada e componente de erro defasado foram estatisticamente significativos, em praticamente todos os períodos. Porém, esses testes de Multiplicador de Lagrange para a versão robusta foram estatisticamente significativos apenas para o modelo com variável dependente defasada, indicando que o modelo que capta a dependência espacial deve seguir as especificações da família SAR.

A Tabela 17 apresenta a estimação do modelo SAR com dados *cross-section* para os anos de 2002, 2008 e 2016, o período inicial, intermediário e final da amostra. Foi apresentado dessa forma devido ao espaço e para não ficar exaustiva a apresentação. Dado que algumas variáveis explicativas estão em logaritmo, os coeficientes destas representam as elasticidades. Os modelos foram estimados por GMM haja vista a não normalidade dos resíduos.

Tabela 17- Resultado da estimação do modelo SAR com dados *cross-section* para os determinantes do consumo de energia elétrica nos anos 2002, 2008 e 2016

Variáveis	2002		2008		2016	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	-1,9023	0,0018	-1,7034	0,0105	-1,2899	0,0919
Ln unidades consumidoras/km ²	0,6457	0,0000	0,3336	0,0155	0,1339	0,3421
Ln PIB <i>per capita</i>	0,3955	0,0000	0,3543	0,0000	0,3132	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,6480	0,0000	-0,4598	0,0004	-0,2096	0,1385
Ln empregos <i>per capita</i>	0,3315	0,0000	0,2852	0,0000	0,5853	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,0408	0,5508	0,1539	0,0693	0,0421	0,6039
Abertura comercial	0,0021	0,0928	0,0020	0,1751	0,0021	0,4474
Participação indústria PIB	0,0067	0,0009	0,0070	0,0002	0,0026	0,1543
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,1156	0,0528	0,2059	0,0016	0,2316	0,0004
Número de Observações	399		399		399	
Pseudo R-squared	0,6247		0,5569		0,5528	
Spatial Pseudo R-squared	0,6199		0,5458		0,5361	
Anselin-Kelejian Test	0,009	0,9247	0,327	0,5675	0,085	0,7709

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software GeodaSpace.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Estimado por GMM (MQ2E) com variáveis explicativas defasadas de primeira e segunda ordem como instrumentos. Utiliza correção de erros robustos de White.

Dentre as variáveis explicativas, o PIB *per capita* e o número de empregos *per capita* foram positivos e significativos a 1% para todos os períodos. O número de unidades consumidoras e a participação da indústria no PIB foram positivas e significativas a 1% para os anos de 2002 e 2008. Assim, quanto maior for o PIB *per capita* dos municípios, o número de empregos formais, a participação da indústria no PIB e o número de unidades consumidoras de energia, maior é o consumo total de energia elétrica, já que a energia elétrica é primordial para a execução das atividades humanas e imprescindível para o crescimento econômico.

Isso demonstra que as atividades econômicas de forma geral, industriais e comerciais, e conseqüentemente o emprego, dependem da energia elétrica, ao passo que quanto mais emprego é gerado, maior é o consumo de energia elétrica.

A abertura comercial e o número de estabelecimentos ativos por km² não apresentaram relação com o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses nos anos analisados. A densidade demográfica apresentou relação negativa e significativa apenas nos anos 2002 e 2008, indicando que quanto maior o número de habitantes por km², menor o consumo de energia. Provavelmente esse fato demonstra que a concentração populacional, pelo menos nesses dois períodos, não pressionou o aumento do consumo de energia. Mas também convém lembrar que o consumo total de energia se refere ao consumo agregado de todas as classes de consumo, desde residências até indústrias. Sendo assim, se nesses anos houve aumento do número de residências, mas por outro lado tenha havido diminuição do

número de indústrias, isso pode ter reflexo negativo no consumo de energia, já que os maiores consumidores de energia são de fato as indústrias nos municípios paranaenses.

A variável dependente defasada espacialmente, o consumo de energia elétrica *per capita*, foi positivo com significância estatística em todo o período. Esse resultado denota o fato de que o consumo de energia elétrica em um município é afetado positivamente pelo consumo de energia dos municípios vizinhos. Isso ocorre devido às interações entre os municípios, os transbordamentos espaciais e a mobilidades dos agentes no espaço. Uma pessoa pode residir em um município, mas trabalhar ou se deslocar para outros, afetando assim o consumo de energia dos vizinhos, e vice-versa.

O Pseudo R-quadrado indica um bom ajustamento do modelo e o teste de Anselin-Kelejian não rejeita a hipótese nula de não autocorrelação espacial nos resíduos, indicando que o modelo captou toda a dependência espacial existente.

As evidências da análise *cross-section* espacial estão de acordo com o trabalho de Santiago e Souza (2008), o qual analisaram algumas variáveis importantes no consumo de energia elétrica industrial nos municípios mineiros para o ano de 2004. Neste, os autores concluíram que o PIB industrial médio, as exportações média e o número de consumidores de energia industrial eram elementos que explicavam o consumo de energia. Além disso, o consumo de energia elétrica industrial era espacialmente correlacionado em Minas, sendo que municípios com elevados atributos para o consumo tendiam a ser circundados por municípios com elevados atributos para o mesmo.

A análise separada para cada ano pode não ser apropriada quando se consegue trabalhar com dados em painel. Sendo assim, as próximas seções trazem os diagnósticos e estimações para os dados em painel e painel espacial, a fim de garantir maior robustez para a pesquisa.

5.3.2 Diagnósticos e estimações para dados em Painel

Após as análises e estimações *cross-section*, são apresentados nessa subseção os procedimentos realizados com dados em painel sem os efeitos espaciais, seguindo as estratégias metodológicas destacadas na Figura 35.

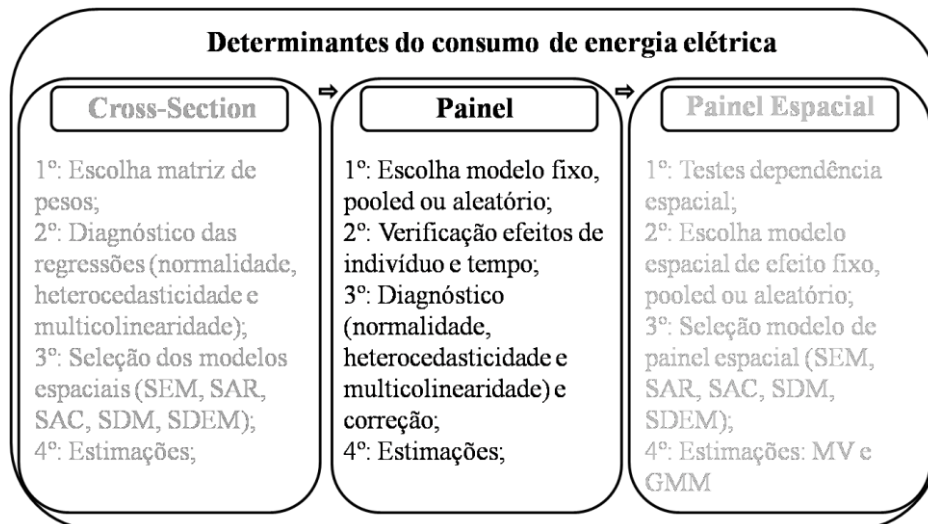


Figura 35- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel para os determinantes do consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Primeiramente é escolhido a melhor especificação para os dados em painel, depois verificado a existência de efeitos fixos de indivíduo e tempo, posteriormente analisado os pressupostos de normalidade, heterocedasticidade e multicolinearidade no painel e por fim, feito as estimações.

A Tabela 18 apresenta as estimações de dados em painel para os modelos *Pooled*, efeito fixo e efeito aleatório para a amostra dos municípios paranaenses de 2002 a 2016, ainda sem considerar os efeitos espaciais. Conforme apontado na metodologia, o modelo *Pooled* empilha todas as observações e considera que o intercepto do modelo e seus coeficientes angulares são constantes ao longo do tempo, sendo que o termo de erro capta a diferença no tempo e entre os indivíduos. O modelo de efeitos fixos considera que os coeficientes angulares são constantes e o intercepto varia entre os indivíduos. No modelo de efeito aleatório, o intercepto assume um valor médio comum entre os indivíduos e os coeficientes angulares variam ao longo do tempo e também entre indivíduos.

Tabela 18- Resultado da estimação do modelo com dados em painel para os determinantes do consumo de energia elétrica, 2002-2016, sem efeitos espaciais

Variáveis	<i>Pooled</i>		Efeito fixo		Efeito Aleatório	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	-0,6407	0,0000	-0,0127	0,8980	0,0304	0,7500
Ln unidades consumidoras/km ²	0,3105	0,0000	0,6642	0,0000	0,6328	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,2574	0,0000	0,1624	0,0000	0,1693	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,4228	0,0000	-0,6859	0,0000	-0,6933	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,3799	0,0000	0,2067	0,0000	0,2126	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1348	0,0000	0,1285	0,0000	0,1305	0,0000
Abertura comercial	0,0017	0,0000	0,0003	0,0650	0,0003	0,0470
Participação indústria PIB	0,0078	0,0000	0,0078	0,0000	0,0079	0,0000
Número de Observações	5985		5985		5985	
Adj. R-squared	0,5970		0,7998		0,8040	
Teste F	F: 148,71		p-value	0,0000		
Teste LM B-P	Chisq: 33042,00		p-value	0,0000		
Teste Hausman	Chisq: 57,58		p-value	0,0000		

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

De acordo com a regressão empilhada e de efeito aleatório, todas as variáveis foram estatisticamente significativas a 5% para explicar o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. Já de acordo com a regressão de efeito fixo, apenas a abertura comercial não foi estatisticamente significativa a 5%, mas foi a nível de 10%. Em todas as especificações o modelo pareceu ser bem ajustado, especialmente nos modelos de efeito fixo e aleatório, apresentando R² elevado.

Para escolha de qual modelo é mais adequado, foi realizado o teste F que testa entre o modelo *Pooled* e o modelo de efeito fixo, o teste LM de Breusch-Pagan que testa entre *Pooled* e aleatório, e o teste de Hausman que testa entre o modelo de efeito fixo e modelo de efeito aleatório. A hipótese nula do teste F é igualdade nos interceptos e nas inclinações para todos os indivíduos, caracterizando o modelo de dados agrupados. Essa hipótese foi rejeitada com significância estatística indicando que o modelo de efeito fixo foi mais adequado que o *Pooled*. Para o teste LM, a hipótese nula é que as variações entre as unidades são zero. Esta hipótese também foi rejeitada indicando que o modelo de efeito aleatório foi o melhor. No teste de Hausman, a hipótese nula é que os estimadores do modelo de efeito fixo e do modelo de efeito aleatório não diferem substancialmente, sendo o melhor modelo o de efeito aleatório. Já que a hipótese nula foi rejeitada, o modelo de efeito fixo foi mais adequado.

Foi testado também a existência de efeitos individuais e de tempo não observados por meio dos testes de Wooldridge (2002), conforme apresentados na Tabela 19.

Tabela 19- Teste para existência de efeitos não observados no modelo com dados em painel sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica

Teste efeitos individuais		Teste efeitos temporais	
z	p-value	Chisq	p-value
5,2876	0,0000	1,8953	0,0580

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

A hipótese nula é a não correlação entre erros do mesmo grupo, ou seja, inexistência dos fatores não observáveis. Sendo assim, rejeitou-se a hipótese nula para os fatores individuais não-observáveis e não rejeitou-se para os efeitos temporais não observáveis, ambos a significância de 95%, indicando haver no modelo efeitos individuais não observáveis. Esses resultados confirmaram que o modelo agrupado não deve ser utilizado.

Após verificar que o modelo de efeito fixo foi mais apropriado, foi aplicado os testes de Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan e o teste F para efeitos individuais e temporais com base nos resultados do modelo de *Pooled*. A Tabela 20 mostra os resultados. Todos os testes apontaram para a existência de efeitos individuais e temporais no modelo de efeitos fixos.

Tabela 20- Teste para existência de efeitos individuais e temporais no modelo de dados em painel sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes	Teste efeitos individuais		Teste efeitos temporais		Teste efeitos temporais e individuais	
	Chisq/F	p-value	Chisq/F	p-value	Chisq/F	p-value
LM	33042,00	0,0000	49,59	0,00009	33092,00	0,0000
BP	148,71	0,0000	10,65	0,0000	147,08	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Foi também testado a autocorrelação dos resíduos e a heterocedasticidade, mostrados na Tabela 21.

Tabela 21- Testes para autocorrelação serial e heterocedasticidade nos dados em painel com efeito fixo sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica

Breusch-Godfrey/Wooldridge		Breusch-Pagan	
Chisq	p-value	BP	p-value
2564,20	0,0000	9627,04	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Para testar a correlação serial, utilizou-se o teste de Breusch-Godfrey/Wooldridge (WOOLDRIDGE, 2002) em que a hipótese nula é ausência de autocorrelação serial. Como rejeitou-se a hipótese nula, o modelo apresentou correlação serial nos resíduos. Por fim, o teste de Breusch-Pagan foi utilizado para testar a heterocedasticidade. Rejeitou-se a hipótese nula de homocedasticidade revelando problema no modelo.

A normalidade dos resíduos do modelo de efeito fixo foi verificada por meio de um gráfico de quantil, apresentado na Figura 36. É possível observar que as caudas laterais estão afastadas da linha guia, indicando que os resíduos não seguem uma distribuição normal.

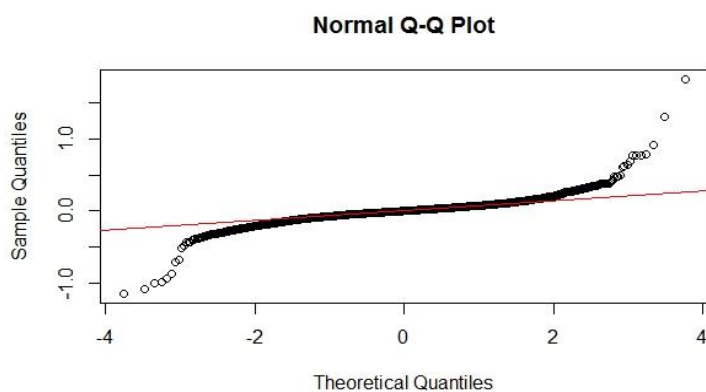


Figura 36- Teste de normalidade para os resíduos do modelo de dados em painel com efeito fixo sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, com base no Software R.

Para corrigir os problemas do modelo, foi rodado a regressão de dados em painel de efeito fixo considerando os efeitos individuais e temporais, com matriz robusta de covariância consistente sugerido por Arellano (1987), indicada quando existe heterocedasticidade e correlação serial nos resíduos. A Tabela 22 apresenta os coeficientes.

Tabela 22- Resultado da estimação do modelo de dados em painel com efeito fixo corrigido sem efeitos espaciais para os determinantes do consumo de energia elétrica, 2002-2016

Variáveis	Efeito Fixo Corrigido			
	Coefficiente	Std. Error Robust	t-value	p-value
Ln unidades consumidoras/km ²	0,6381	0,0630	10,1156	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,1559	0,0365	4,2681	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,7128	0,0544	-13,0979	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1895	0,0300	6,3167	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1027	0,0372	2,7553	0,0058
Abertura comercial	0,0003	0,0002	1,4958	0,1373
Participação indústria PIB	0,0080	0,0023	3,4316	0,0006

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R. Leva em conta efeitos fixos de indivíduo e tempo.

É possível observar, pela regressão corrigida, que número de unidades consumidoras por km², PIB *per capita*, densidade demográfica, número de empregos *per capita*, estabelecimentos ativos por km² e participação da indústria sobre o PIB foram estatisticamente significativos para explicar o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016. Apenas abertura comercial não apresentou significância estatística. O aumento de 10% no número de unidades consumidoras aumentou o consumo de energia em 6,38%; o aumento de 10% no PIB *per capita* aumentou o consumo de energia elétrica em 1,55%; o aumento de 10% no número de empregos aumentou o consumo de energia em 1,89%; e o aumento de 10% no número de estabelecimentos ativos aumentou o consumo de energia elétrica em aproximadamente 1%. O aumento de 10% da participação da indústria sobre o PIB aumentou pouco o consumo de energia, apenas cerca de 0,08%, e o aumento na densidade demográfica reduziu o consumo de energia *per capita* em torno de 7%, contrário ao esperado. No entanto, a maioria dos municípios paranaenses apresentou baixa densidade demográfica, isso pode explicar o menor consumo desses municípios e a influência na regressão com dados em conjunto.

Após as estimações do modelo de dados em painel, testa-se a dependência espacial entre as observações. Utilizou-se para tal o teste local CD(p) de Pesaran (2004) e o teste randomizado R(w) de Millo e Pirras (2018), apresentados na Tabela 23. A diferença é que o teste randomizado é robusto à dependência global induzida por fatores comuns e à persistência da correlação serial nos dados. A hipótese nula de ambos é a independência transversal espacial entre as observações. Rejeita-se a

hipótese nula, deixando pouca dúvida sobre a presença de um componente espacial no processo de geração dos dados. Sendo assim, os indicativos mostram haver dependência espacial e necessária utilização de dados em painel espacial.

Tabela 23- Testes de dependência espacial nos dados em painel com efeito fixo para os determinantes do consumo de energia elétrica

Teste CD(p) Pesaran		Teste R(w)
z	p-value	p-value
7,7609	0,0000	0,0020

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Dado que o teste de Pesaran e o randomizado indicaram haver dependência transversal espacial nos dados, e que as análises *cross-section* apontaram a existência de dependência espacial, o modelo de dados em painel é estimado considerando a autocorrelação espacial, apresentados na próxima seção. Os modelos de dados em painel espacial capturam interações espaciais entre unidades espaciais e ao longo do tempo.

5.3.3 Diagnósticos e estimações para dados em Painel Espacial

Nesta seção é apresentado todos os testes e estimativas levando em consideração a dependência espacial entre os municípios. A matriz para captar os efeitos espaciais continua sendo matriz com 3 vizinhos, aquela escolhida na seção dos dados em *cross-section*. A Figura 37 resume os procedimentos metodológicos utilizados.

Na seção anterior foi apresentado os testes que indicaram haver a dependência espacial nos dados. A partir daí são feitos os testes para escolha do melhor modelo de dados de painel espacial, se de efeito fixo, *pooled* ou aleatório, posteriormente escolhido a melhor especificação espacial e por último as estimações via Máxima Verossimilhança e Momentos Generalizados.

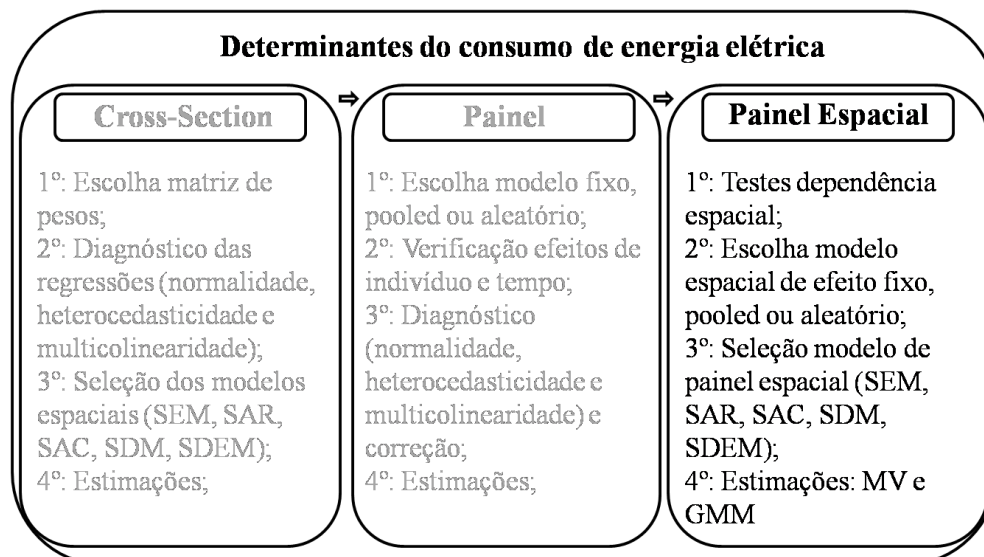


Figura 37- Procedimentos metodológicos utilizados para os dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

A Tabela 24 apresenta o teste de Hausman para identificar qual a melhor especificação para o painel espacial, se de efeito fixo ou aleatório. O teste revelou, nas três especificações, Lag, Erro e Sac (Sara), que o modelo mais apropriado é o de efeito fixo, já que a hipótese nula do modelo aleatório foi rejeitada.

Tabela 24- Teste de Hausman com dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes	Chis-q	p-value
Error	687,12	0,0000
Lag	458,32	0,0000
SAC	565,74	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

A Tabela 25, por sua vez, apresenta os testes de Multiplicador de Lagrange para identificar qual a melhor especificação para a dependência espacial, se um modelo SAR ou SEM. São apresentados nessa tabela todas as possíveis especificações para o teste LM, sem efeitos fixos individuais e temporais, com efeito fixo individual apenas, com efeito fixo temporal apenas e ambos os efeitos fixos temporal e individual, baseados em Yang, Liu e Mai (2017).

Tabela 25- Testes Multiplicadores de Lagrange para dependência espacial nos dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes	Especificações							
	sem efeito fixo individual e temporal		com efeito fixo individual		com efeito fixo temporal		com efeito fixo individual e temporal	
	value	p-value	value	p-value	value	p-value	value	p-value
LM lag	157,09	0,0000	127,70	0,0000	211,35	0,0000	122,21	0,0000
LM erro	171,44	0,0000	207,43	0,0000	113,43	0,0000	156,86	0,0000
LM robust lag	17,95	0,0000	11,21	0,0008	98,06	0,0000	1,93	0,1646
LM robust error	31,49	0,0000	45,94	0,0000	0,14	0,7081	36,58	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Na especificação com efeito fixo individual e temporal, aquela confirmada pelos testes de efeitos individuais e temporais nos dados em painel, as versões normal para LM lag e LM erro rejeitaram a hipótese nula de não haver efeitos espaciais. Por sua vez, a versão robusta do LM lag não rejeitou a hipótese nula, mas a versão robusta do LM erro rejeitou a hipótese nula de não haver efeitos espaciais no termo de erro. Sendo assim, esses testes sugerem que o melhor modelo para explicar os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses deve ser da família SEM quando se insere efeitos fixos de indivíduo e de tempo. No entanto, nas demais especificações, o modelo SAR deveria ser preferido.

A Tabela 26 apresenta os resultados das estimações do modelo SAC, SEM, SAR, SDM e SDEM considerando os efeitos fixos de indivíduo e tempo, estimados por Máxima Verossimilhança, e abaixo a Tabela 27 com os testes de Wald e Lr para auxiliar na escolha da melhor especificação. Embora os testes de Multiplicador de Lagrange indicaram o modelo SEM, estes comparam apenas os modelos SAR e SEM. Para auxiliar na escolha e levar em conta as outras especificações, os testes de Wald e Lr são adequados.

Nesses testes a hipótese nula se refere ao modelo restrito. Ao não rejeitar a hipótese nula, o modelo restrito deve ser escolhido. Os dois testes, Wald e Lr, não rejeitaram o modelo SEM e rejeitaram o modelo SAR, partindo do modelo geral SAC. Na comparação entre SDM e SAR, e SDM e SEM, o modelo SDM foi mais adequando. E na comparação entre SDEM e SEM, o modelo SEM foi rejeitado em favor do SDEM.

Segundo Castro (2019), como os modelos SAC, SDM e SDEM não são modelos aninhados, a escolha deve ser baseada nos critérios AIC ou BIC, escolhendo o que apresentar o menor valor. Dentre esses, o modelo SDM apresentou o menor valor para os critérios de informação, sendo, portanto, o modelo escolhido.

O modelo mais adequado, assim, é aquele que abrange as defasagens espaciais na variável dependente e nas explicativas, sugerindo que o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaense é afetado pelo consumo de energia dos municípios vizinhos e pelo número de unidades consumidoras, densidade demográfica, empregos, número de estabelecimentos ativos, e abertura comercial dos vizinhos. Os dados mostram que existem interações e transbordamentos espaciais entre os municípios.

Tabela 26- Modelos estimados de painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica, com efeito fixo de indivíduo e tempo

Variáveis	Modelos Espaciais									
	SAC		SEM		SAR		SDM		SDEM	
	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value
Ln unidades consumidoras/km ²	0,674	0,000	0,675	0,000	0,643	0,000	0,696	0,000	0,686	0,000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,147	0,000	0,147	0,000	0,148	0,000	0,145	0,000	0,149	0,000
Ln densidade demográfica	-0,765	0,000	-0,767	0,000	-0,709	0,000	-0,801	0,000	-0,780	0,000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,175	0,000	0,175	0,000	0,180	0,000	0,167	0,000	0,171	0,000
Ln estabelecimentos/km ²	0,105	0,000	0,106	0,000	0,088	0,000	0,110	0,000	0,108	0,000
Abertura comercial	0,0003	0,037	0,0003	0,037	0,0003	0,041	0,0003	0,052	0,0003	0,054
Participação indústria PIB	0,007	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000
W Ln unidades consumidoras/km ²							-0,260	0,000	-0,142	0,000
W Ln PIB <i>per capita</i>							0,013	0,545	0,038	0,076
W Ln densidade demográfica							0,383	0,000	0,213	0,000
W Ln empregos <i>per capita</i>							0,042	0,028	0,071	0,000
W Ln estabelecimentos/km ²							-0,052	0,029	-0,040	0,104
W Abertura comercial							0,000	0,789	0,000	0,611
W Participação indústria PIB							0,003	0,000	0,005	0,000
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,010	0,699			0,148	0,000	0,189	0,000		
W erro (λ)	0,199	0,000	0,209	0,000					0,184	0,000
LogLik	5032,50		5032,42		5012,81		5108,02		5102,86	
AIC	-10045,00		-10045,85		-10007,61		-10184,03		-10173,71	
BIC	-9978,02		-9986,58		-9947,34		-10076,88		-10066,56	
Variance	0,0115		0,0107		0,0109		0,0105		0,0105	
R ² - within	0,8124		0,8122		0,8126		0,8190		0,8183	
R ² - between	0,5163		0,5157		0,5216		0,5068		0,5250	
R ² - overall	0,5620		0,5618		0,5625		0,5597		0,5717	

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Tabela 27- Testes Wald e Lr para escolha da melhor especificação de painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica

Testes	Wald Test		Lr Test		Escolha
	Chis-q	p-value	Chis-q	p-value	
SAC x SEM	0,1777	0,6734	0,15	0,7024	SEM
SAC x SAR	52,00	0,0000	39,38	0,000	SAC
SDM x SAR	192,52	0,000	190,41	0,000	SDM
SDM x SEM	338,99	0,000	151,18	0,000	SDM
SDEM x SEM	144,88	0,000	140,86	0,000	SDEM

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Como a literatura sugere estimar os modelos espaciais por GMM quando os erros não são normais, a Tabela 28 apresenta o modelo SDM estimado por MV com erros robustos e por GMM, a fim de comparação.

Tabela 28- Modelo SDM de dados em painel espacial estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica

Variáveis	MV (Erros Robustos)		GMM	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Ln unidades consumidoras/km ²	0,6963	0,0000	0,7157	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,1450	0,0000	0,1375	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,8011	0,0000	-0,8110	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1667	0,0000	0,1680	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1104	0,0020	0,1148	0,0000
Abertura comercial	0,0003	0,0540	0,0003	0,0630
Participação indústria PIB	0,0074	0,0020	0,0072	0,0000
W Ln unidades consumidoras /km ²	-0,2599	0,0030	-0,3183	0,0000
W Ln PIB <i>per capita</i>	0,0127	0,7230	-0,0309	0,1078
W Ln densidade demográfica	0,3832	0,0000	0,4859	0,0000
W Ln empregos <i>per capita</i>	0,0423	0,2270	0,0259	0,3516
W Ln estabelecimentos ativos /km ²	-0,0519	0,3320	-0,0566	0,0212
W Abertura comercial	0,0000	0,9000	-0,0000	0,9502
W Participação indústria PIB	0,0032	0,0350	0,0021	0,0211
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,1888	0,0000	0,3369	0,000

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo.

Nota-se que os coeficientes não variam muito de um modelo para outro, e os sinais das variáveis permanecem iguais nas duas formas de estimação. Apenas algumas diferenças podem ser observadas na significância dos parâmetros de algumas variáveis explicativas.

O coeficiente ρ foi estatisticamente significativo e positivo, nos dois modelos, indicando que o consumo de energia elétrica *per capita* de um município afetou positivamente o consumo de energia dos municípios vizinhos, sugerindo que cidades que apresentaram alto consumo de energia afetaram de forma positiva o consumo de energia de seus vizinhos. Ou seja, quando um município apresentou aumento do

consumo de energia, os vizinhos também apresentaram aumento, ou vice-versa, mostrando que existem interações e transbordamentos espaciais entre municípios vizinhos.

Para auxiliar na interpretação dos coeficientes das demais variáveis, a Tabela 29 apresenta as estimativas de efeitos diretos, de efeitos indiretos, e efeitos totais, que combinam efeitos diretos e indiretos.

Tabela 29- Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM de dados em painel espacial para os determinantes do consumo de energia elétrica

Variáveis	Impactos do modelo					
	Direto	p-value	Indireto	p-value	Total	p-value
Ln unidades consumidoras/km ²	0,6884	0,0000	-0,1553	0,1310	0,5331	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,1463	0,0000	0,0479	0,2460	0,1942	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,7871	0,0000	0,2735	0,0030	-0,5136	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1723	0,0000	0,0876	0,0310	0,2599	0,0000
Ln estabelecimentos/km ²	0,1087	0,0010	-0,0407	0,5090	0,0680	0,3410
Abertura comercial	0,0003	0,0580	0,0001	0,8050	0,0004	0,4790
Participação indústria PIB	0,0076	0,0010	0,0054	0,0010	0,0130	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Os impactos diretos quantificam a relação direta entre consumo de energia elétrica da unidade geográfica *i* em face de variações de suas próprias características demográficas e socioeconômicas, ou seja, é a mesma interpretação dos coeficientes estimados por MQO. Os impactos indiretos, por sua vez, mensuram o efeito no consumo de energia elétrica da mesma unidade geográfica *i*, em decorrência da variação nas características demográficas e socioeconômicas da unidade geográfica *j*, demonstrando os efeitos de transbordamentos.

De acordo com Elhorst (2014b), a soma dos efeitos diretos e indiretos gera os efeitos totais. Os efeitos diretos das variáveis explicativas são diferentes de suas estimativas de coeficiente estimados no modelo SDM devido aos efeitos de *feedback* que surgem como resultado dos impactos que passam pelas regiões vizinhas e de volta às próprias regiões. Essas influências espaciais são refletidas pelo atraso espacial da variável dependente e das variáveis independentes de defasagem espacial.

Sendo assim, o número de unidades consumidoras teve efeito direto positivo e significativo, enquanto os efeitos indiretos foram negativos e não significativos. Os efeitos totais, no entanto, foram positivos e significativos. Isso indica que o aumento de 10% no número de unidades consumidoras de energia aumentou o consumo de

energia nos municípios em 6,88%. No entanto, não houve efeitos de transbordamento, ou seja, o aumento das unidades consumidoras de energia em um município não afetou o consumo de energia de um município vizinho.

O número de empregos apresentou efeitos diretos, indiretos e totais positivos e significativos, indicando que o aumento de 10% do número de empregos formais aumentou o consumo de energia em 1,7%, e gerou transbordamento espacial para os municípios, em um efeito indireto de aproximadamente 0,9%. O número de estabelecimentos ativos e a abertura comercial, por outro lado, apresentaram apenas efeitos diretos significativos e positivos, não havendo transbordamento espacial. O aumento de 10% do número de estabelecimentos ativos aumentou o consumo de energia *per capita* em 1,1%, mas a magnitude de aumento no consumo de energia dos municípios devido a abertura comercial foi extremamente baixa. Já a participação da indústria sobre o PIB apresentou efeitos diretos, indiretos e totais positivos e significativos, aumentando o consumo de energia em 0,076% para cada aumento de 10% e sugerindo efeitos de contágio espacial de 0,054%.

Como em Hao e Peng (2017), os dados mostraram que a indústria aumentou a demanda por energia, embora em uma proporção pequena. Sendo assim, o estado do Paraná deve acelerar o ajuste de sua estrutura industrial. A indústria terciária e principalmente o setor de serviços, que tem menor consumo de energia e produz menos poluição, devem ser mais incentivados, pois podem ajudar a reduzir o consumo de energia e melhorar a qualidade ambiental. Além disso, a maior abertura comercial tem efeitos positivos diretos sobre consumo de energia *per capita* (embora não significativos), sugerindo que as pressões sobre a demanda de energia podem persistir se os municípios paranaenses dependerem de produtos intensivos em recursos e mão de obra intensiva em termos de exportação. Assim, as empresas orientadas para a exportação podem, a longo prazo, se comprometer a elevar o nível de tecnologia industrial para produzir produtos com alto valor agregado e baixo consumo de energia para que a proporção de exportações de produtos de consumo de alta energia sejam gradualmente reduzidas.

O PIB *per capita* apresentou efeitos diretos e totais positivos e significativos, mas efeitos indiretos não significativos. Dessa forma, o aumento de 10% no PIB *per capita* elevou o consumo de energia dos municípios paranaenses em 1,46%, mas não apresentou efeitos de transbordamentos espaciais. A densidade demográfica, por sua vez, apresentou efeitos diretos e totais negativos e significativos, e efeitos indiretos

positivos e significativos. O aumento de 10% na densidade demográfica diminuiu o consumo de energia *per capita* nos municípios em 7,87%, mas o aumento da densidade demográfica em um município aumentou o consumo de energia dos vizinhos em aproximadamente 2,73%, devido ao *spillover* espacial.

A primeira vista pode parecer estranho a influência negativa da densidade demográfica no consumo de energia elétrica, mas essa variável pode não ser a melhor para refletir o consumo de energia. É preciso ter em mente que o consumo de energia elétrica usado até aqui se refere ao consumo total de energia, incluindo residências, indústrias, setor comercial, rural e outros. A densidade demográfica pode não estar respondendo ao consumo total como seria o esperado pela grande influência do consumo não-residencial. Sendo assim, para tentar analisar de forma mais clara e esmiuçar melhor os dados, as Tabelas 51 e 52 do Apêndice apresentam, respectivamente, as estimações do modelo de dados em painel espacial utilizando o consumo e as unidades consumidores residenciais, e o consumo e as unidades consumidoras não-residenciais, que abrange indústria, comércio, área rural e outras classes. Todos os testes realizados para o modelo com consumo total foram também realizados para as versões alternativas, embora não apresentados, e todos confirmaram a escolha do modelo SDM com controle de efeito fixo de indivíduo e tempo.

É possível verificar, nas duas novas estimações, que a densidade demográfica continuou com sinal negativo. Ambos os modelos não diferiram substancialmente, mas o modelo com o consumo residencial apresentou R^2 mais alto e captou melhor a dependência espacial na variável dependente, além de apresentar menores valores para os critérios de informação. A participação da indústria sobre o PIB influenciou o consumo não-residencial, mas não o consumo residencial, conforme esperado, pelo menos pelo método de MV. A densidade demográfica defasada espacialmente influenciou positivamente mais o consumo residencial do que o consumo não-residencial, também conforme esperado. O PIB *per capita*, o número de empregos e o número de estabelecimentos ativos apresentaram maior impacto no consumo não-residencial do que no consumo residencial.

No entanto, a influência negativa da densidade demográfica no consumo de energia pode ser razoável dado que pode haver municípios com pequena população por km^2 que possuem indústrias que consomem muita energia, ou vice-versa, elevada população por km^2 com pouco consumo devido a poucas indústrias, já que as

indústrias são responsáveis pelo maior consumo de energia no estado. Além disso, a maior parcela da população do estado do Paraná já reside em municípios maiores, com PIB mais elevados e mais desenvolvidos. O aumento do número de pessoas por km² pode não elevar o consumo, porque já está num nível elevado. As cidades maiores podem estar num nível em que os agentes estejam poupando energia, mas nas cidades menores, que ainda precisam elevar o crescimento econômico, isso pode não ser possível. Assim, o aumento da densidade demográfica pode, de fato, não elevar o consumo de energia, e até diminuir como o encontrado, se nessas regiões houver menor pressão para a degradação ambiental.

Ademais, como se trata do consumo de energia elétrica *per capita*, regiões com baixa densidade demográfica, podem apresentar elevado consumo de energia principalmente se tiverem indústrias significativas que consomem bastante energia. Nessas, o aumento da densidade demográfica aumenta o número de pessoas a ser dividido o consumo *per capita*, se o consumo de energia não aumentar na mesma proporção, o consumo *per capita* pode diminuir.

A densidade demográfica tem também particular ligação com a quantidade de unidades consumidoras. Pode haver aumento da densidade demográfica sem que haja aumento do número de unidades consumidoras, ou vice-versa, conseqüentemente sem grandes efeitos no consumo de energia. Nas regiões mais pobres do estado, por exemplo, provavelmente há mais pessoas por unidade consumidora de energia, mas que não possuem tanto poder aquisitivo para usufruir de muitos aparelhos elétricos. Nessas, o maior número de pessoas aumenta a densidade demográfica, mas não aumenta o número de unidades consumidoras e não necessariamente aumenta o consumo de energia.

Por outro lado, se o aumento das unidades consumidoras de energia conseguir captar todo o efeito sobre o consumo de energia, a densidade demográfica pode não ter influência e estar captando na verdade alguma relação de poder aquisitivo ou pobreza.

Hao e Peng (2017) em seu trabalho também encontraram relação negativa entre a densidade demográfica e o consumo de energia elétrica *per capita*. Afirmaram que a influência negativa pode surgir pois a alta densidade populacional permite uso de energia de forma mais eficiente e intensiva.

Embora o trabalho de Santiago e Souza (2008) não tenha inserido a densidade demográfica como fator determinante do consumo residencial de energia elétrica em

Minas Gerais no ano de 2004, os resultados para o PIB e para as unidades consumidoras de energia também foram estatisticamente significativos e positivos, juntamente com o coeficiente do consumo de energia defasado no espaço.

De modo geral, os impactos indiretos sobre o consumo total de energia foram pequenos em relação aos impactos totais e na maioria dos casos não significativos. Além disso, para as variáveis número de unidades consumidoras, densidade demográfica e estabelecimentos ativos, a direção dos impactos diretos e indiretos foi oposta. No entanto, observando os impactos totais, a direção do impacto direto dominou o indireto.

Quando comparado o ajustamento dos modelos de dados em painel com e sem os efeitos espaciais da seção anterior, observa-se que o modelo inserindo a heterogeneidade espacial foi melhor especificado. Os efeitos espaciais foram relevantes para explicar os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. Não levá-los em conta pode gerar estimativas enviesadas e inconsistentes.

Conclui-se que o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses é espacialmente correlacionado, e os principais determinantes do consumo de energia foram: número de unidades consumidoras por km², PIB *per capita*, densidade demográfica, número de empregos formais *per capita*, estabelecimentos ativos por km² e participação da indústria sobre o PIB. O consumo de energia elétrica *per capita* de um município afetou positivamente o consumo de energia dos municípios vizinhos e existiu efeitos de transbordamento espacial na densidade demográfica, no número de empregos e na participação da indústria sobre o PIB. O aumento de 10% da densidade demográfica em um município aumentou o consumo de energia dos vizinhos em aproximadamente 2,7%, o aumento do número de empregos formais aumentou o consumo de energia dos vizinhos em 0,9% e o aumento da participação da indústria sobre o PIB de um município aumentou em 0,054% o consumo de energia em outro, todos gerando transbordamento espacial.

A descoberta dos efeitos espaciais no consumo de energia elétrica deixa claro que o governo precisa coordenar as políticas de energia e as políticas ambientais para maximizar seus efeitos. O governo deve levar em consideração a situação das áreas vizinhas quando formular políticas energéticas e ambientais, e introduzir indústrias e tecnologias economizadoras de energia e respeitadoras do ambiente a partir dos municípios vizinhos. A próxima seção tem como intuito atender ao segundo objetivo

específico da pesquisa, verificar a hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica.

5.4 HIPÓTESE DA CURVA DE KUZNETS APLICADA AO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta seção do trabalho, o objetivo é utilizar a hipótese da curva de Kuznets para investigar o consumo de energia elétrica nos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016. Ou seja, busca-se utilizar a hipótese apresentada por Kuznets para verificar se o consumo de energia elétrica *per capita* tende a aumentar quando o crescimento econômico é relativamente baixo, e se este pode diminuir após atingir um nível limiar de crescimento devido às alterações no uso dos recursos, possível controle do uso de energia e maior preocupação ambiental.

As especificações seguem as Equações 81, 82, 83 e 84 apresentadas na metodologia, considerando também as interações espaciais nos modelos. Não considerar os efeitos espaciais quando eles estão presentes pode causar resultados tendenciosos nas estimativas.

Se o coeficiente do PIB² for negativo e significativo na equação quadrática, haverá indícios de que existe uma relação invertida em “U” entre o consumo de energia *per capita* e o PIB *per capita*. Além disso, conforme a literatura mais recente recomenda, é inserido também o termo cúbico do PIB *per capita*, PIB³, dado que o relacionamento entre as variáveis pode não assumir a forma de um “U” invertido, mas sim um formato diferente, como um “N” invertido ou um “N”, por exemplo. Se o coeficiente associado ao PIB *per capita* for negativo, o coeficiente associado ao termo quadrático for positivo, e o coeficiente associado ao termo cúbico for negativo, todos significativos, a relação estimada terá o formato de “N” invertido. Se, por outro lado, o coeficiente associado ao PIB *per capita* for positivo, o coeficiente do termo quadrático for negativo, e o coeficiente associado ao termo cúbico for positivo, todos significativos, a relação será representada por um formato de “N”, indicando que, após um estágio decrescente intermediário, a elevação da renda provocaria níveis de consumo de energia crescentes.

Primeiramente é apresentado os modelos em painel tradicional, sem efeitos espaciais, posteriormente é inserido a heterogeneidade espacial. A Figura 38 resume os procedimentos utilizados.

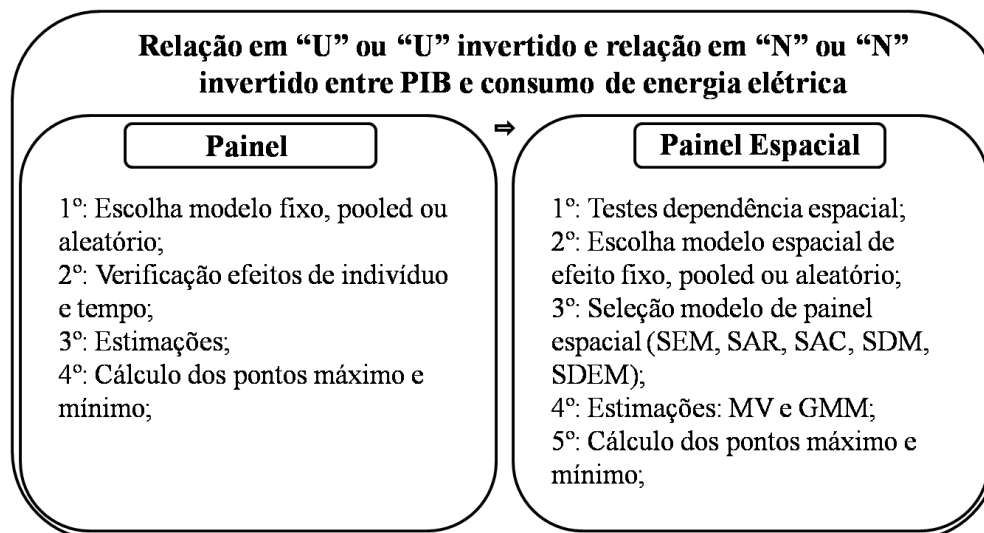


Figura 38- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel para aplicação da hipótese da curva de Kuznets ao consumo de energia elétrica
Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

A Tabela 30 apresenta as estimções com o termo quadrático, a fim de testar os formatos “U” ou “U” invertido, e a Tabela 31 as estimções com o termo cúbico, a fim de testar os formatos “N” ou “N” invertido.

Tabela 30- Resultado da estimção quadrática com dados em painel sem efeitos espaciais para a aplicação da hipótese da curva de Kuznets

Variáveis	Pooled		Efeito fixo		Efeito Aleatório	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	-6,4430	0,0000	-0,4423	0,2310	-0,4010	0,2720
Ln PIB <i>per capita</i>	1,4521	0,0000	0,2476	0,0000	0,2560	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	-0,0623	0,0000	-0,0044	0,2270	-0,0045	0,2210
Ln unidades consumidoras/km ²	0,2987	0,0000	0,6632	0,0000	0,6303	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,3971	0,0000	-0,6788	0,0000	-0,6874	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,3690	0,0000	0,2066	0,0000	-0,2127	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1228	0,0000	0,1260	0,0000	0,1280	0,0000
Abertura comercial	0,0019	0,0000	0,0003	0,0580	0,0003	0,0410
Participação indústria PIB	0,0085	0,0000	0,0078	0,0000	0,0079	0,0000
Número de Observações	5985		5985		5985	
Adj. R-squared	0,5997		0,7999		0,8037	
Teste F	F: 147,54		p-value	0,0000		
Teste LM B-P	Chisq: 32612,00		p-value	0,0000		
Teste Hausman	Chisq: 74,20		p-value	0,0000		

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R e Stata.

Tabela 31- Resultado da estimação cúbica com dados em painel sem efeitos espaciais para a aplicação da hipótese da curva de Kuznets

Variáveis	Pooled		Efeito fixo		Efeito Aleatório	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	66,2696	0,0000	17,9790	0,0000	18,6197	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	-21,1478	0,0000	-5,5331	0,0000	-5,7146	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	2,2708	0,0000	0,5999	0,0000	0,6196	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0799	0,0000	-0,0210	0,0000	-0,0217	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,3134	0,0000	0,6701	0,0000	0,6373	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,4209	0,0000	-0,6933	0,0000	-0,7002	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,3640	0,0000	0,2094	0,0000	0,2157	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1278	0,0000	0,1290	0,0000	0,1312	0,0000
Abertura comercial	0,0016	0,0000	0,0002	0,1680	0,0002	0,1300
Participação indústria PIB	0,0093	0,0000	0,0079	0,0000	0,0080	0,0000
Número de Observações	5985		5985		5985	
Adj. R-squared	0,6072		0,8014		0,8050	
Teste F	F: 145,76		p-value 0,0000			
Teste LM B-P	Chisq: 32075,00		p-value 0,0000			
Teste Hausman	Chisq: 55,71		p-value 0,0000			

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R e Stata.

Na parte de baixo de cada tabela é apresentado os testes para identificar qual o melhor modelo, se *pooled*, de efeito fixo ou de efeito aleatório. Em ambas as especificações foi mais apropriado usar o modelo de efeito fixo.

A Tabela 32, por sua vez, apresenta os testes LM e de Bresuch Pagan para identificar a existência de efeitos individuais e temporais não observados nos modelos. Em ambas as especificações os testes indicaram a existência de efeitos individual e temporal não observados, que devem ser levados em conta nas estimações.

Tabela 32- Testes para existência de efeitos individuais e temporais nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada sem efeitos espaciais

Especificações	Testes	Teste efeitos individuais		Teste efeitos temporais		Teste efeitos temporais e individuais	
		Chisq/F	p-value	Chisq/F	p-value	Chisq/F	p-value
Quadrático	LM	32612,00	0,0000	90,35	0,0000	32703,00	0,0000
	BP	147,57	0,0000	12,93	0,0000	145,92	0,0000
Cúbico	LM	32075,00	0,0000	132,48	0,0000	32208,00	0,0000
	BP	145,76	0,0000	17,37	0,0000	144,00	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

A Tabela 33, por seu turno, testa a existência da dependência espacial nos dados por meio dos testes CD de Pesaran e R(w) de Millo, que pode indicar a

necessidade de incluir os efeitos espaciais nos modelos. Em ambas as especificações os testes indicaram que os efeitos espaciais precisam ser inseridos nos modelos.

Tabela 33- Testes para dependência espacial nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica

Especificações	Teste CD(p) Pesaran		Teste R(w)
	z	p-value	p-value
Quadrático	7,6693	0,0000	0,0020
Cúbico	6,3493	0,0000	0,0020

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Efeitos fixos considerados.

Após identificar que os efeitos espaciais devem estar presentes no modelo, a Tabela 34, no que lhe diz respeito, apresenta os testes de Hausman para painel espacial a fim de identificar se o melhor modelo é o de efeito fixo ou de efeito aleatório. Em todas as formas espaciais disponíveis, Erro, Lag e SAC, o melhor modelo foi o de efeito fixo, já que a hipótese nula de que o modelo apropriado é o de efeito aleatório foi rejeitada.

Tabela 34- Teste de Hausman para painel espacial nos modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica

Testes	Quadrático		Cúbico	
	Chis-q	p-value	Chis-q	p-value
Error	795,35	0,0000	1204,80	0,0000
Lag	486,00	0,0000	630,90	0,0000
SAC	657,96	0,0000	859,99	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

A Tabela 35 mostra os testes de Multiplicador de Lagrange para identificar se os modelos de painel espacial devem ser do tipo SEM ou SAR. Considerando que os efeitos fixos de indivíduo e tempo devem ser usados, os testes indicaram que o modelo apropriado é o modelo da família SEM, tanto para a especificação quadrática como cúbica, já que a hipótese nula de não existência de efeitos espaciais não foi rejeitada para o teste robusto do *lag*.

Tabela 35- Testes Multiplicadores de Lagrange para dependência espacial nos dados em painel para os modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada

Especificações	Testes	Especificações							
		sem efeito fixo individual e temporal		com efeito fixo individual		com efeito fixo temporal		com efeito fixo individual e temporal	
		value	p-value	value	p-value	Value	p-value	value	p-value
Quadrático	LM lag	147,16	0,0000	172,14	0,0000	199,38	0,0000	122,37	0,0000
	LM erro	173,87	0,0000	209,25	0,0000	109,50	0,0000	157,45	0,0000
	LM robust lag	12,12	0,0005	10,41	0,0012	89,89	0,0000	1,86	0,1720
	LM robust error	38,83	0,0000	47,52	0,0000	0,0100	0,9201	36,95	0,0000
Cúbico	LM lag	133,99	0,0000	166,05	0,0000	189,96	0,0000	123,66	0,0000
	LM erro	186,53	0,0000	193,86	0,0000	109,44	0,0000	144,32	0,0000
	LM robust lag	4,81	0,0283	12,46	0,0004	80,72	0,0000	5,02	0,0251
	LM robust error	57,34	0,0000	40,26	0,0000	0,21	0,6482	25,68	0,0000

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

A fim de contribuir para a escolha do melhor modelo, já que os testes LM só comparam entre SEM e SAR, a Tabela 36 apresenta os testes de Wald e de Razão de Verossimilhança. Esses testes são baseados em hipótese, em que a hipótese nula é o modelo restrito. Na comparação entre os modelos, SEM, SAC, SDM ou SDEM poderiam ser escolhidos nas duas especificações, quadrática e cúbica. Como esses modelos não são aninhados, a escolha deve ser baseada nos critérios de informação.

Tabela 36- Testes Wald e Lr para escolha da melhor especificação para modelos quadrático e cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada

Especificações	Testes	Wald Test		Lr Test		Escolha
		Chis-q	p-value	Chis-q	p-value	
Quadrático	SAC x SEM	0,0918	0,7619	0,08	0,7840	SEM
	SAC x SAR	54,53	0,0000	40,60	0,0000	SAC
	SDM x SAR	197,94	0,0000	196,53	0,0000	SDM
	SDM x SEM	343,91	0,0000	155,92	0,0000	SDM
	SDEM x SEM	148,46	0,0000	143,90	0,0000	SDEM
Cúbico	SAC x SEM	1,718	0,1900	1,36	0,2439	SEM
	SAC x SAR	37,20	0,0000	27,60	0,0000	SAC
	SDM x SAR	177,50	0,0000	188,87	0,0000	SDM
	SDM x SEM	319,34	0,0000	162,63	0,0000	SDM
	SDEM x SEM	138,74	0,0000	135,21	0,0000	SDEM

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Sendo assim, as Tabelas 37 e 38 apresentam todos os modelos espaciais, primeiro para a especificação quadrática para testar os formatos de “U” e “U”

invertido, depois para a especificação cúbica, para testar os formatos de “N” e “N” invertido.

Tabela 37- Modelo quadrático da hipótese da curva de Kuznets aplicada estimado em painel espacial, com efeito fixo de indivíduo e tempo

Variáveis	Modelos Espaciais									
	SAC		SEM		SAR		SDM		SDEM	
	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value
Ln PIB <i>per capita</i>	0,240	0,002	0,242	0,000	0,184	0,014	0,291	0,000	0,268	0,000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	-0,005	0,215	-0,005	0,204	-0,002	0,629	-0,007	0,051	-0,006	0,108
Ln unidades consumidoras/km ²	0,674	0,000	0,674	0,000	0,642	0,000	0,697	0,000	0,686	0,000
Ln densidade demográfica	-0,759	0,000	-0,760	0,000	-0,706	0,000	-0,794	0,000	-0,774	0,000
Ln empregos <i>pc</i>	0,176	0,000	0,175	0,000	0,181	0,000	0,167	0,000	0,172	0,000
Ln estabelecimentos/km ²	0,104	0,000	0,104	0,000	0,088	0,000	0,106	0,000	0,105	0,000
Abertura comercial	0,0003	0,032	0,0003	0,032	0,0003	0,039	0,0003	0,047	0,0003	0,045
Participação indústria PIB	0,007	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000
W Ln PIB <i>per capita</i>							-0,221	0,061	-0,127	0,260
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²							0,012	0,044	0,009	0,136
W Ln unidades consumidoras/km ²							-0,257	0,000	-0,138	0,000
W Ln densidade demográfica							0,366	0,000	0,204	0,000
W Ln empregos <i>pc</i>							0,041	0,034	0,071	0,000
W Ln estabelecimentos/km ²							-0,046	0,051	-0,034	0,163
W Abertura comercial							0,000	0,911	0,0001	0,680
W Participação indústria PIB							0,003	0,000	0,005	0,000
W Ln consumo energia <i>pc</i> (ρ)	0,202	0,000			0,148	0,000	0,189	0,000		
W erro (λ)	0,007	0,781	0,210	0,000					0,183	0,000
LogLik	5033,27		5033,23		5012,92		5111,19		5105,18	
AIC	-10044,54		-10046,46		-10005,85		-10186,38		-10074,36	
BIC	-9970,87		-9979,49		-9938,88		-10065,83		-10053,81	
Variance	0,0115		0,0107		0,0109		0,0158		0,0105	
R ² - within	0,8124		0,8123		0,8126		0,8191		0,8185	
R ² - between	0,5169		0,5166		0,5218		0,5099		0,5243	
R ² - overall	0,5629		0,5628		0,5628		0,5618		0,5713	

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Observa-se que o modelo SDM espacial, em ambas as especificações, apresentou os menores valores para os critérios de informação. Este também foi o que apresentou o maior valor da função log de verossimilhança (LogLik). Ao comparar o ajuste do modelo quadrático com o modelo cúbico, o modelo cúbico parece ser melhor especificado, já que os coeficientes do PIB *per capita* foram todos

estatisticamente significativos, os critérios de informação apresentaram valores menores, e o valor da função log de verossimilhança foi maior. Além disso, nas estimações com e sem os efeitos espaciais, o R² do modelo cúbico foi maior.

Tabela 38- Modelo cúbico da hipótese da curva de Kuznets aplicada estimado em painel espacial, com efeito fixo de indivíduo e tempo

Variáveis	Modelos Espaciais									
	SAC		SEM		SAR		SDM		SDEM	
	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value	Coef.	P-value
Ln PIB <i>per capita</i>	-4,694	0,000	-4,511	0,000	-5,556	0,000	-3,184	0,000	-3,662	0,000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,509	0,000	0,490	0,000	0,597	0,000	0,356	0,000	0,403	0,000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,017	0,000	-0,017	0,000	-0,021	0,000	-0,013	0,000	-0,014	0,000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,680	0,000	0,682	0,000	0,657	0,000	0,713	0,000	0,693	0,000
Ln densidade demográfica	-0,758	0,000	-0,763	0,000	-0,716	0,000	-0,803	0,000	-0,777	0,000
Ln empregos <i>pc</i>	0,177	0,000	0,176	0,000	0,180	0,000	0,166	0,000	0,172	0,000
Ln estabelecimentos/km ²	0,106	0,000	0,109	0,000	0,094	0,000	0,110	0,000	0,109	0,000
Abertura comercial	0,0002	0,101	0,0002	0,095	0,0002	0,146	0,0002	0,136	0,0002	0,107
Participação indústria PIB	0,007	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000	0,007	0,000	0,008	0,000
W Ln PIB <i>per capita</i>							-5,470	0,000	-0,222	0,395
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²							0,564	0,000	0,022	0,422
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³							-0,019	0,000	-0,0001	0,559
W Ln unidades consumidoras/km ²							-0,226	0,000	-0,128	0,000
W Ln densidade demográfica							0,339	0,000	0,195	0,000
W Ln empregos <i>pc</i>							0,039	0,045	0,069	0,000
W Ln estabelecimentos/km ²							-0,039	0,099	-0,033	0,179
W Abertura comercial							-0,000	0,653	0,0000	0,755
W Participação indústria PIB							0,003	0,000	0,005	0,000
W Ln consumo energia <i>pc</i> (ρ)	0,170	0,000			0,148	0,000	0,183	0,000		
W erro (λ)	0,032	0,237	0,202	0,000					0,179	0,000
LogLik	5047,79		5047,11		5033,98		5128,42		5114,71	
AIC	-10071,57		-10072,21		-10045,97		-10216,84		-10189,42	
BIC	-9991,21		-9998,55		-9972,30		-10082,90		-10055,48	
Variance	0,0115		0,0107		0,0108		0,0104		0,0105	
R ² - within	0,8145		0,8141		0,8136		0,8192		0,8193	
R ² - between	0,5227		0,5214		0,5247		0,5022		0,5261	
R ² - overall	0,5667		0,5666		0,5647		0,5553		0,5726	

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos.

Portanto, como os testes realizados sugeriram que o melhor modelo espacial foi o SDM, a Tabela 39 apresenta o modelo cúbico, com a inclusão dos termos quadrático e cúbico do PIB *per capita*, estimados por MV e GMM.

Tabela 39- Modelo SDM cúbico estimado por MV e GMM para análise da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica

Variáveis	MV			GMM		
	Coef.	z value	p-value	Coef.	t value	p-value
Ln PIB <i>per capita</i>	-3,1842	-3,51	0,0000	-3,3368	-3,69	0,0002
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,3557	3,78	0,0000	0,3711	3,95	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0126	-3,89	0,0000	-0,0131	-4,05	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,7134	30,27	0,0000	0,7208	30,20	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,8030	-29,38	0,0000	-0,8122	-27,79	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1658	14,50	0,0000	0,1675	13,85	0,0000
Ln estabelecimentos/km ²	0,1103	6,95	0,0000	0,1115	6,81	0,0000
Abertura comercial	0,0002	1,49	0,1360	0,0002	1,66	0,0967
Participação indústria PIB	0,0075	17,36	0,0000	0,0072	16,32	0,0000
W Ln PIB <i>per capita</i>	-5,4700	-3,72	0,0000	-0,1642	-0,61	0,5429
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,5637	3,68	0,0000	0,0104	0,36	0,7171
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0192	-3,62	0,0000	-0,0003	-0,28	0,7797
W Ln unidades consumidoras/km ²	-0,2262	-6,05	0,0000	-0,3322	-7,33	0,0000
W Ln densidade demográfica	0,3392	8,12	0,0000	0,5065	8,41	0,0000
W Ln empregos <i>per capita</i>	0,0387	0,045	0,0450	0,0180	0,43	0,6648
W Ln estabelecimentos/km ²	-0,0394	0,099	0,0990	-0,0572	-2,31	0,0207
W Abertura comercial	-0,0001	4,41	0,6530	-0,0000	-0,18	0,8571
W Participação indústria PIB	0,0032	-0,45	0,0000	0,0016	1,84	0,0654
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,1833	11,60	0,0000	0,3855	5,52	0,0000
Ponto de mínimo (PIB <i>per capita</i> em R\$)	1.531,12			1.601,76		
Ponto de máximo (PIB <i>per capita</i> em R\$)	97.377,24			99.373,17		
LogLik	5128,42			0,0105		
AIC	-10216,84					
BIC	-10082,90					
Variance	0,0104					
R ² - within	0,8192					
R ² - between	0,5022					
R ² - overall	0,5553					

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo.

Os coeficientes não se alteraram substancialmente do método MV para GMM. Os coeficientes de lnPIB, (lnPIB)² e (lnPIB)³ foram, respectivamente, negativo, positivo e negativo, todos estatisticamente significativos ao nível de 1%, sugerindo que consumo de energia elétrica *per capita* e PIB *per capita* estavam relacionados não linearmente e em forma de “N” invertido. Assim, há um ponto de mínimo e um ponto de máximo na forma funcional. O consumo de energia elétrica cai inicialmente com o aumento do nível de renda, atinge um ponto mínimo, começa

a subir com um nível intermediário de renda, atinge um máximo e começa a cair novamente para níveis altos de renda. O ponto de viragem máximo representa o nível de renda necessário para que o consumo de energia elétrica atinja o pico e a partir daí comece a mudar de trajetória (ÁVILA; DINIZ, 2015).

No entanto, como já discutido na metodologia, os valores da amostra, mesmo com a especificação de “N” invertido, podem estar antes do ponto de máximo consumo. Isso significa que o nível de PIB para que a curva atinja o ponto de máximo consumo de energia e comece a mudar a trajetória pode ou não ocorrer em um nível factível no futuro (ÁVILA; DINIZ, 2015). Para verificar isso foi calculado os pontos mínimo e máximo, apresentados juntamente na Tabela 39.

O ponto de consumo mínimo de energia ocorreu com PIB *per capita* de R\$1.531,12 quando estimado por MV e R\$1.601,36 quando estimado por GMM. Estes estão muito abaixo dos valores médios do PIB *per capita* dos municípios, que é em torno de R\$15.692,92, indicando que os municípios paranaenses estão além do ponto de mínimo, na parte crescente da curva em formato de “N” invertido. Já os pontos de máximo ocorreram com PIB *per capita* de R\$97.377,24 estimado por MV e R\$99.373,17 quando estimado por GMM, sugerindo que os municípios paranaenses estão antes do ponto de máximo, ainda na parte de consumo de energia crescente.

Porém, seguindo as recomendações de LeSage e Pace (2009) e Hao et al. (2016), os coeficientes do ln do PIB estimados a partir do SDM não devem ser usados diretamente para calcular os pontos de mínimo e máximo, porque seus coeficientes podem não refletir a relação quantitativa dos valores marginais entre as variáveis dependentes e independentes. Assim, são gerados os efeitos direto, indireto e total e calculados os pontos mínimo e máximo usando o efeito direto, porque, segundo LeSage e Pace (2009), as diferenças nos efeitos diretos e indiretos estão apenas nos cálculos. A Tabela 40 apresenta os efeitos diretos, indiretos e total do modelo cúbico de SDM e os pontos mínimo e máximo calculados por meio dos efeitos diretos.

Tabela 40- Efeitos direto, indireto e total do modelo SDM cúbico para análise da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica

Variáveis	Impactos do modelo					
	Direto	p-value	Indireto	p-value	Total	p-value
Ln PIB <i>per capita</i>	-3,5276	0,0000	-7,1154	0,0000	-10,6431	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,3915	0,0000	0,7387	0,0000	1,1302	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0138	0,0000	-0,0253	0,0000	-0,0391	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,7073	0,0000	-0,1118	0,0000	0,5955	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,7923	0,0000	0,2250	0,0000	-0,5672	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1698	0,0000	0,0807	0,0000	0,2505	0,0000
Ln estabelecimentos/km ²	0,1093	0,0000	-0,0203	0,4330	0,0890	0,0030
Abertura comercial	0,0002	0,1460	-0,0000	0,7850	0,0001	0,6640
Participação indústria PIB	0,0077	0,0000	0,0054	0,0000	0,0131	0,0000
Ponto de mínimo (PIB <i>per capita</i> em R\$)	1.695,08					
Ponto de máximo (PIB <i>per capita</i> em R\$)	91.983,49					

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo.

O PIB no ponto de mínimo foi de R\$1.695,08 e no ponto de máximo de R\$91.983,49. Esses valores são bem próximos aos do modelo calculado diretamente pelo SDM. O valor de PIB que gerá o pico do consumo de energia foi bastante elevado e muito distante da realidade da maioria dos municípios paranaenses.

Apenas cinco municípios foram identificados com nível de renda *per capita* acima do necessário para permitir redução do consumo de energia elétrica e queda da degradação ambiental, sendo eles Mangueirinha, Indianópolis, Araucária, Saudade de Iguaçu e Capitão Leonidas Marques.

O município de Mangueirinha está localizado na região Sudoeste do estado e possui população não superior a 18 mil habitantes e economia destaque na produção de grãos, como a soja. A cidade de Indianópolis fica no Noroeste do estado do Paraná, tem pouco mais de 5 mil habitantes, e cresceu 22% de 2010 a 2014. Na cidade há empresas destaques na avicultura e produção de ração (IBGE, 2020).

Já o município de Saudade do Iguaçu tem pouco mais de 5 mil habitantes e também está localizado na mesorregião Sudoeste do Paraná. Tem destaque na produção agropecuária e de leite, mas recebe bastante influência da Usina Hidrelétrica Salto Santiago localizada no município, importante fonte geradora de renda.

O município de Araucária, localizado na região metropolitana de Curitiba, possui aproximadamente 144 mil habitantes e é destaque na indústria petro-química e agropecuária. Por fim, o município de Capitão Leonidas Marques está localizado na

Mesorregião Oeste do Paraná e possui aproximadamente 16 mil habitantes. O setor econômico do município está baseado na agropecuária e em algumas indústrias, e a cidade ainda possuiu a Usina Hidrelétrica Governador José Richa (Salto Caxias) que gera renda para o município (IBGE, 2020).

Portanto, sugere-se que o consumo de energia elétrica *per capita* aumenta com o aumento do PIB *per capita* e que a maioria dos municípios paranaenses estão bastante distantes de alcançar o máximo de renda necessário para mudar a trajetória de consumo de energia, estando localizados na parte crescente da curva em formato de “N” invertido.

Quando comparado o ajustamento dos modelos, com e sem efeito espacial, o modelo espacial pareceu ajustar melhor os dados, pois apresentou R² mais elevado. No modelo cúbico de efeito fixo sem efeito espacial, o valor do PIB *per capita* mínimo foi de R\$2.528,27, um pouco maior que no modelo espacial, e o valor de PIB máximo necessário para reverter a trajetória da curva de consumo foi de R\$73.802,80, um pouco menor que o de efeito espacial.

Da mesma forma que em Hao et al. (2016), a inserção dos efeitos espaciais fez com que o ponto de máximo ocorresse mais tarde quando os efeitos espaciais foram levados em consideração. Mas, em ambas as especificações, não foi possível afirmar que os municípios paranaenses, em sua maioria, estavam consumindo menos energia a medida que aumentava o nível de renda *per capita*, pois o consumo de energia elétrica aumentou conforme houve crescimento econômico.

O estado do Paraná é bastante heterogêneo. Existem municípios bastante desenvolvidos, e outros nem tanto. Mesmo os municípios mais desenvolvidos estão elevando o consumo de energia conforme ocorre o crescimento econômico. Além disso, embora exista possibilidade de inversão dessa relação no longo prazo, ela deve se dar com valores altos de PIB *per capita*, praticamente impossível para o atual patamar dos municípios. O consumo de energia elétrica é essencial para o crescimento econômico dos municípios paranaenses, indicando que ainda não existe uma preocupação com relação a seu controle.

É claro que, assim como todas as pesquisas, existem várias limitações. A principal que pode ser indicada neste trabalho é com relação ao período relativamente curto de análise, o que pode enfraquecer a robustez dos resultados. No entanto, ao analisar especificamente o estado do Paraná, assim como o Brasil como um todo, verifica-se que realmente existem poucas políticas voltadas para a redução

do consumo de energia elétrica, o que, de certa forma, contribui para esse resultado ser esperado.

Segundo Abramovay (2010), o Brasil como um todo avançou muito nos últimos anos no sentido de reduzir a pobreza e a desigualdade de renda, mas o crescimento econômico não foi no sentido de usar menos energia e poupar materiais. Os padrões de consumo e produção, por outro lado, estão gerando cada vez mais degradação ambiental, além mesmo do potencial da legislação para sua contenção. Segundo ele, o fato de o Brasil possuir ampla matriz energética não garante por si só o desenvolvimento sustentável. Os impactos ambientais da expansão dessa matriz podem ser imensos. Em suas palavras (p. 109), “A maneira como se estimula a oferta de energia no Brasil tem o efeito perverso de beneficiar o menor preço, mesmo que comprometa o meio ambiente”. Ele afirma que no Brasil faltam estímulos para a economia de energia, mas são feitos altos investimentos em exploração do petróleo, como o pré-sal, revelando o descompasso do Brasil frente o padrão que vem sendo adotado internacionalmente.

Essas evidências alertam para problemas ambientais, haja vista que o consumo elevado de energia pode, a longo prazo, contribuir para a exaustão dos recursos naturais. O maior consumo de energia exige maior oferta de energia, que precisa ser constantemente ampliada. Se a oferta de energia for elevada utilizando infraestrutura de recursos renováveis e ambientalmente corretos, como por exemplo usinas eólicas, solares, o impacto ambiental é bem menor. Por outro lado, se a oferta de energia for feita por meio de usinas hidrelétricas, termoeletricas ou nucleares, os impactos ambientais são bastante elevados. Isso ressalta a importância de políticas que fomentem o crescimento e o desenvolvimento econômico, que alertem para a preocupação ambiental e que estimulem as fontes alternativas de energia. Deve ser feitas políticas que procurem promover a eficiência energética além de políticas econômicas e ambientais para mitigar as pressões ambientais.

O que preocupa no Brasil, segundo Abramovay (2010), é que o consumo de energia por unidade de produto aumentou, ao contrário do que acontece em quase todos os países do G-20, por exemplo. Além disso, a intensidade energética do setor primário caiu ao longo dos anos, a do setor terciário ficou constante, mas a da indústria aumentou, contrário à tendência dos países desenvolvidos.

Para Mi et. al (2015), é possível diminuir a intensidade energética sem afetar negativamente o crescimento econômico por meio de um ajustamento da estrutura

industrial. Além disso, o rápido crescimento da economia pode ser benéfico para reduzir a intensidade energética. Aumentar a proporção de setores com baixo consumo de energia e intensivo em baixo carbono é um método eficaz para economizar energia e reduzir as emissões de carbono.

Baseando em Herrerias (2012), não apenas políticas de economia de energia são necessárias no caso paranaense, mas também políticas que visem incentivar as instituições e estimular o progresso tecnológico, uma vez que esses campos podem ser a principal razão do fracasso em não alcançar metas ambientais e de energia.

A literatura sobre a curva de Kuznets é bastante vasta, porém, não foi encontrado até o momento de execução desse estudo trabalho semelhante aplicado utilizando o consumo de energia elétrica no Brasil, mas existiam alguns na literatura internacional. No entanto, alguns outros podem ser mencionados no caso brasileiro. O trabalho de Oliveira et al. (2011), por exemplo, investigou essa hipótese para a região da Amazônia Legal do Brasil utilizando desmatamento e crescimento econômico da região para o período de 2001 a 2006. Os autores também rejeitaram a hipótese da curva de Kuznets, encontrando, na verdade, uma relação em formato de “N” invertido, indicando a existência de uma perspectiva de redução do desmatamento em níveis mais altos de renda, após uma fase de crescimento econômico com degradação ambiental. No entanto, a maior parte dos municípios encontrava-se na fase ascendente dessa relação, em que o desmatamento aumentava com o crescimento econômico. Esses autores sugeriram o fortalecimento institucional para a proteção da floresta e maior consciência ambiental por meio de educação e acesso à informação. Além disso, indicaram a necessidade de mais políticas públicas voltadas para estas questões para que se possa reduzir a altura e a convexidade da relação, acelerando o processo de redução do desmatamento.

Brufão (2013) realizou um estudo para analisar a relação entre crescimento da renda *per capita* e as emissões de dióxido de carbono (CO_2) *per capita* em alguns países desenvolvidos como EUA e Alemanha, e em alguns países em desenvolvimento como Brasil e China, entre 1971 e 2009, se baseando na hipótese da curva de Kuznets Ambiental. Segundo ela, espera-se que em países desenvolvidos a relação seja verificada, ao contrário de países em desenvolvimento, pois estes últimos provavelmente não atingiram o nível de renda necessário que lhes permita ter acesso a tecnologias que tornem os processos produtivos menos poluentes. Seus resultados rejeitaram a hipótese para o Brasil, dado que a relação se mostrou sempre

crecente no período analisado. Para China e EUA a relação encontrada foi em formato de “N”, indicando que as emissões voltaram a crescer após nível de crescimento econômico mais elevado. Já para a Alemanha, foi confirmada a hipótese da curva em formato de “U” invertido. A autora concluiu que, mesmo o Brasil aumentando os esforços ao longo dos anos para utilizar fontes alternativas de energia e tecnologias mais limpas, a matriz energética brasileira ainda é bastante poluente.

Já na literatura internacional, o trabalho de Luzzati e Orsini (2009) analisou a relação entre consumo absoluto de energia e Produto Interno Bruto *per capita* para 113 países no período de 1971 a 2004. Seus resultados mostraram uma relação positiva entre energia e renda *per capita*, não fornecendo evidência para uma curva de Kuznets. O PIB dos países analisados estava também antes do ponto de viragem da curva, indicando que o consumo de energia crescia com o PIB. Esses autores destacaram que a sociedade atual não deve pensar apenas na poluição e em suas causas, mas também sobre o padrão de consumo que exige cada vez mais energia, apesar de sua crescente escassez.

O artigo de Nguyen-Van (2010) fez uma análise para a relação entre consumo de energia *per capita* e renda *per capita* para um conjunto de dados de painel abrangendo 158 países para o período de 1980-2004, procurando evidências para a existência da curva de Kuznets. Seus resultados também mostraram rejeição para essa hipótese já que o consumo de energia aumentou com a renda e depois se estabilizou para níveis altos de renda. O autor alertou que isso resultaria, muito provavelmente, num futuro próximo, em graves problemas econômicos e ambientais nesses países, como o rápido aumento das emissões de gases de efeito estufa devido ao uso de energia, pressão excessiva sobre o fornecimento de energia, etc. Sugeriu que políticas ambientais podem desempenhar um papel importante na redução ou estabilização do uso de energia e recomendou políticas específicas para promover a eficiência energética em todos os países para reduzir o uso futuro de energia.

Lee e Chang (2005) já discutiam a importância da energia para o crescimento econômico. Muitas atividades produtivas e de consumo exigem energia como insumo necessário, tornando-a uma principal fonte de crescimento econômico. Além disso, o crescimento econômico pode induzir a mais consumo de energia, gerando um ciclo vicioso. No entanto, podem ocorrer variações no consumo de energia ao longo do tempo, principalmente devido a mudanças estruturais da economia, mudanças na política energética ou no desenvolvimento econômico, reformas na regulação

energética ou desenvolvimentos institucionais. Em seu estudo sobre a estabilidade de consumo de energia e PIB para Taiwan durante o período de 1954 a 2003, encontraram, a longo prazo, que a energia atua como um motor de crescimento econômico e que a conservação de energia pode prejudicar esse processo.

Por outro lado, Mi et al. (2015), ao analisar o caso de Pequim, na China, afirmaram que é possível diminuir a intensidade energética sem afetar negativamente o crescimento econômico por meio de uma estrutura industrial ajustada. Segundo eles, o rápido crescimento da economia pode ser benéfico para reduzir a intensidade energética.

O segundo objetivo específico foi atendido, rejeitando a hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica para os municípios paranaenses. Para finalizar a pesquisa, a próxima seção testa a hipótese da convergência do consumo de energia elétrica entre os municípios paranaenses.

5.5 CONVERGÊNCIA NO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA

Nesta parte dos resultados é apresentado os modelos de convergência utilizando o consumo de energia elétrica, primeiramente sem considerar a dependência espacial, posteriormente incluindo esses efeitos. Os modelos testados são convergência estática e dinâmica, nas formas absoluta e condicional. As estimações são realizadas para o conjunto de dados em painel dos municípios paranaenses de 2002 a 2016.

5.5.1 Convergência sem efeitos espaciais

A análise da convergência do consumo de energia elétrica sem os efeitos espaciais é realizada considerando as formas estática e dinâmica, nas versões absoluta e condicional. A Figura 39 apresenta de forma resumida os procedimentos utilizados. Em destaque na Figura 39 primeiramente os processos sem a dependência espacial.

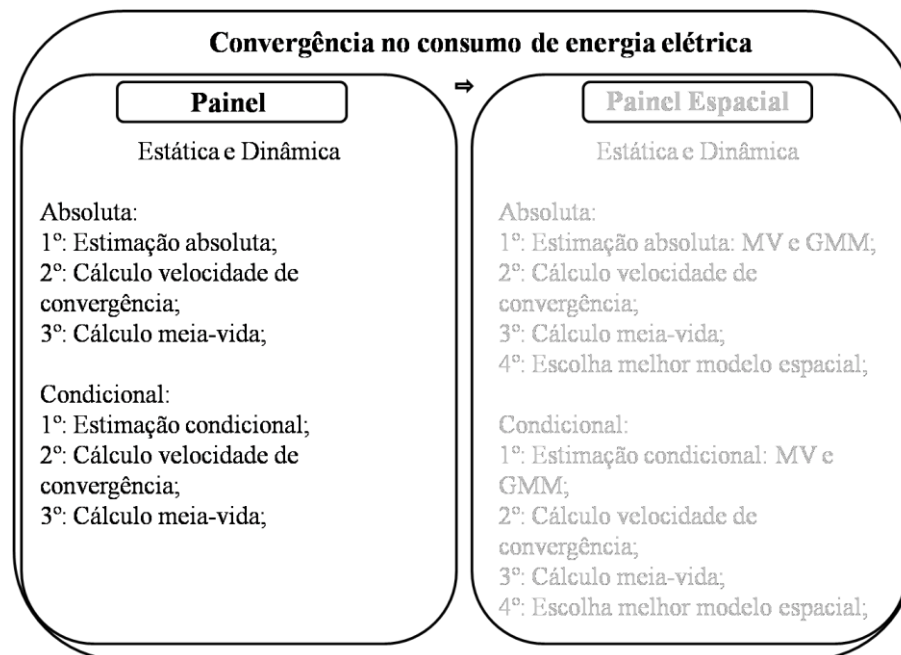


Figura 39- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel sem efeito espacial para aplicação da hipótese da convergência no consumo de energia elétrica
 Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Como já apresentado na metodologia, a convergência absoluta é testada se nenhuma variável de controle é incluída nas equações de regressão. Já a convergência condicional é verificada quando outras variáveis de controle são adicionadas. A forma estática considera o período como um todo para captar a convergência e a forma dinâmica leva em conta o período atual e o anterior.

A Tabela 41 apresenta os modelos de convergência β absoluta e condicional na forma estática sem efeitos espaciais. A variável dependente é o ln da taxa de crescimento do consumo de energia elétrica *per capita* ao longo do período (2002-2016). A variável para detectar a convergência é o ln do consumo de energia elétrica *per capita* no ano base de 2002. Abaixo da tabela é apresentado os testes para detectar a autocorrelação serial e heterocedasticidade.

Tabela 41- Modelos de convergência estática sem efeito espacial na forma absoluta e condicional

Variáveis	Absoluta			Condicional		
	Coefficiente	Desvio padrão	p-value	Coefficiente	Desvio padrão	p-value
Ln consumo energia <i>per capita</i> 2002	-0,3170	0,0070	0,0000	-0,3793	0,0098	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²				-0,0013	0,0278	0,9604
Ln PIB <i>per capita</i>				-9,0534	1,9851	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²				0,9132	0,2040	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³				-0,0298	0,0069	0,0000
Ln densidade demográfica				-0,0478	0,0265	0,0712
Ln empregos <i>per capita</i>				0,1468	0,1476	0,0000
Ln estabelecimentos/km ²				-0,0232	0,0017	0,1759
Abertura comercial				-0,0000	0,0000	0,9491
Participação indústria PIB				-0,0024	0,0004	0,0000
Número de Observações	5985			5985		
Adj. R-squared	0,2551			0,3249		
Autocorrelação	Chisq: 5232,40	p-value: 0,0000		Chisq: 5191,80	p-value: 0,0000	
Heterocedasticidade	BP: 12,48	p-value: 0,0019		BP: 1776,90	p-value: 0,0000	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Painel de efeito fixo. Controle de efeitos fixo apenas para tempo para evitar multicolinearidade e omissão de variáveis.

Ambos os testes confirmaram problemas de autocorrelação serial e heterocedasticidades no modelo, por isso foi usada a correção de Arrelano (1987) que gera matriz robusta de covariância. Os modelos corrigidos estão na Tabela 42 juntamente com a velocidade de convergência e índice de meia vida.

Tabela 42- Modelos de convergência estática sem efeito espacial na forma absoluta e condicional corrigidos

Variáveis	Absoluta			Condicional		
	Coefficiente	Desvio padrão	p-value	Coefficiente	Desvio padrão	p-value
Ln consumo energia <i>per capita</i> 2002	-0,3170	0,0070	0,0000	-0,3793	0,0479	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²				-0,0013	0,0827	0,9866
Ln PIB <i>per capita</i>				-9,0534	3,4810	0,0000
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²				0,9132	0,3591	0,0112
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³				-0,0298	0,0012	0,0153
Ln densidade demográfica				-0,0478	0,0787	0,5437
Ln empregos <i>per capita</i>				0,1468	0,0615	0,0170
Ln estabelecimentos/km ²				-0,0232	0,0777	0,7651
Abertura comercial				-0,0000	0,0000	0,9749
Participação indústria PIB				-0,0024	0,0006	0,1485
Velocidades de Convergência	0,02542			0,03179		
Meia Vida	27,26			21,80		

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software R.

Nota: Controle de efeitos fixo apenas para tempo para evitar multicolinearidade e omissão de variáveis.

Comparando as duas estimações, absoluta e condicional, o coeficiente de ajustamento foi maior quando inseridas variáveis de controle adicionais. Esse fato

sugere a superioridade da hipótese de convergência condicional sobre a hipótese de convergência absoluta.

Como os coeficientes da variável *Ln* do consumo de energia elétrica *per capita* no período inicial mostraram-se negativos e estatisticamente significativos nas duas especificações, conclui-se que existe convergência estática, absoluta e condicional, no consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses. A velocidade de convergência absoluta foi de 2,54% ao ano e da convergência condicional de 3,18% ao ano. Já o índice de meia vida, que indica o tempo necessário para que municípios com menor nível de consumo de energia *per capita* reduzam pela metade a diferença em relação aos municípios com consumo de energia *per capita* maior, foi de aproximadamente 27 anos para a convergência absoluta e 22 anos para a convergência condicional.

A Tabela 43, por seu turno, mostra as estimações para a convergência dinâmica do consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses, sem efeitos espaciais.

Tabela 43- Modelos de convergência dinâmica sem efeito espacial na forma absoluta e condicional

Variáveis	Absoluta			Condicional		
	Coefficiente	Desvio padrão	p-value	Coefficiente	Desvio padrão	p-value
Constante	0,0530	0,0014	0,0000	7,3594	8,3801	0,3800
<i>Ln</i> consumo energia <i>per capita</i> t-1 (τ)	0,9726	0,0029	0,0000	0,9545	0,0092	0,0000
<i>Ln</i> unidades consumidoras/km ²				0,0858	0,0396	0,0300
<i>Ln</i> PIB <i>per capita</i>				-2,1679	2,6022	0,4050
(<i>Ln</i> PIB <i>per capita</i>) ²				0,2248	0,2694	0,4040
(<i>Ln</i> PIB <i>per capita</i>) ³				-0,0078	0,0093	0,3980
<i>Ln</i> densidade demográfica				-0,1243	0,0416	0,0030
<i>Ln</i> empregos <i>per capita</i>				0,0509	0,0161	0,0020
<i>Ln</i> estabelecimentos/km ²				-0,0187	0,0261	0,4750
Abertura comercial				0,0003	0,0002	0,2160
Participação indústria PIB				0,0025	0,0008	0,0030
Velocidades de Convergência	0,02777			0,04657		
Meia Vida	24,96			14,88		
Arellado-Bond AR(1)	z: -7,93	p-value: 0,0000		z: -8,09	p-value: 0,0000	
Arellado-Bond AR(2)	z: -0,51	p-value: 0,612		z: -0,49	p-value: 0,623	
Hansen	Chisq: 398,81	p-value: 0,9990		Chisq: 397,34	p-value: 0,9970	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Estimado por System GMM. Instrumentos para as primeiras diferenças: D.(*Ln* consumo total de energia *per capita*, *Ln* PIB *per capita*, *Ln* empregos *per capita*, abertura comercial), L(1/).(L. *Ln* consumo total de energia *per capita*, *Ln* PIB *per capita*, *Ln* empregos *per capita*, abertura comercial). Instrumentos para as equações em nível: *Ln* consumo total de energia *per capita*, *Ln* PIB *per capita*, *Ln* empregos *per capita*, abertura comercial, D.(L. *Ln* consumo total de energia *per capita*, *Ln* PIB *per capita*, *Ln* empregos *per capita*, abertura comercial).

As estimações foram feitas utilizando *System GMM*. A variável dependente é o ln do consumo de energia elétrica *per capita* do ano corrente t , já a variável para captar a convergência é o ln do consumo de energia elétrica *per capita* no ano $t-1$.

Os testes AR indicaram correlação serial de primeira ordem, mas não houve correlação serial de ordem 2 no modelo. No teste de Hansen, se os instrumentos são válidos, a hipótese nula de adequação dos instrumentos não deve ser rejeitada. Este teste indicou que as restrições de superidentificação implícitas por este procedimento não foram rejeitadas e que os instrumentos são válidos.

O coeficiente τ ($t-1$) foi positivo, menor que 1 e estatisticamente significativo, indicando haver convergência dinâmica no modelo, já que $\tau = \beta_1 + 1$, e β_1 se torna negativo. A velocidade de convergência no modelo dinâmico absoluto foi de aproximadamente 2,78% ao ano e no modelo dinâmico condicional foi de 4,66% ao ano. O tempo necessário para que os municípios com menor nível de consumo de energia *per capita* reduzam pela metade a diferença entre os municípios com maior nível de consumo foi de aproximadamente 25 anos no modelo absoluto e 15 anos no modelo condicional.

Nesse modelo dinâmico foi possível perceber também que o consumo de energia elétrica dos municípios no período anterior influencia o consumo do ano seguinte. Além disso, número de unidades consumidoras por km², densidade demográfica, empregos *per capita* e participação da indústria sobre o PIB influenciaram o consumo de energia nesse período, sendo importantes determinantes.

Como são escassos trabalhos como este na literatura brasileira, é difícil haver base para comparações. No entanto, o trabalho de Saidi e Hammami (2015) identificou os determinantes do consumo de energia elétrica para um grupo de 58 países de 1990 a 2012 utilizando a abordagem de painel dinâmico espacial. Eles também encontraram efeitos significativos do consumo de energia do período anterior para o consumo do ano corrente.

Assim, sem levar em consideração os efeitos espaciais, confirma-se a existência de convergência, absoluta e condicional, no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. O mecanismo de mercado e a livre mobilidade dos fatores produziram um efeito corretivo sobre as diferenças no consumo e leva o consumo de energia a tender ao equilíbrio. O consumo dos municípios menores e menos significativos tende a crescer a taxas mais rápidas do que o dos municípios maiores e mais importantes.

5.5.2 Convergência com efeitos espaciais

Nesta seção são inseridos os efeitos espaciais nos modelos de dados em painel para a convergência estática e dinâmica, nas versões condicional e absoluta. Negligenciar os efeitos espaciais, quando estes são necessários, pode produzir informações enviesadas e inconsistentes. A Figura 40 agora detalha os procedimentos destacando a inserção dos efeitos espaciais.

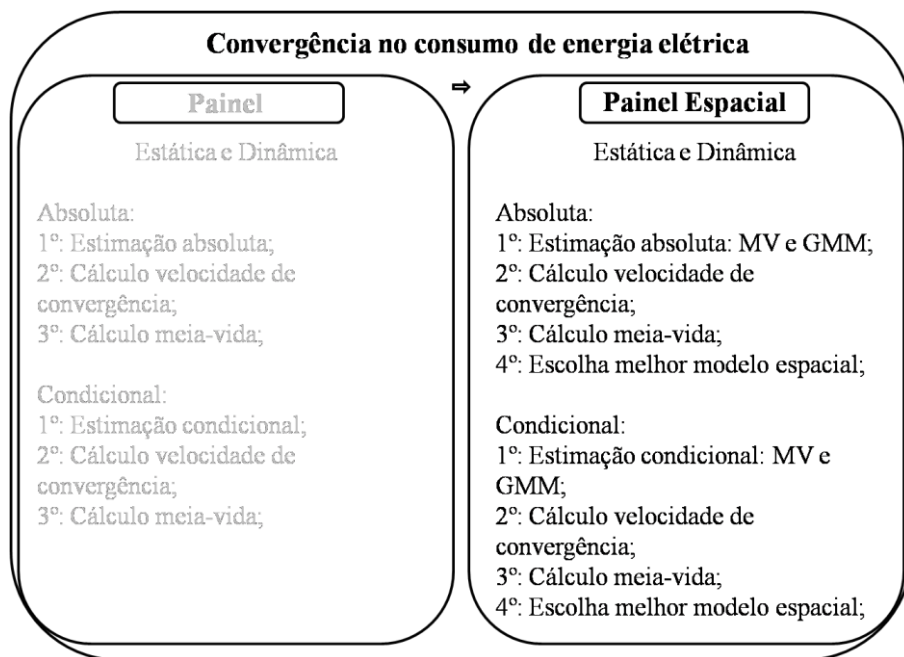


Figura 40- Procedimentos metodológicos utilizados com dados em painel espacial para aplicação da hipótese da convergência no consumo de energia elétrica

Fonte: Elaborada pela autora, 2020.

Dado que as estimções dos modelos de convergência são feitas conforme dois tipos diferentes, absoluta e condicional, as subseções são divididas para melhor apresentação.

5.5.2.1 Convergência estática

A Tabela 44 mostra as estimções da convergência estática absoluta estimados por Máxima Verossimilhança para três especificações espaciais: SAR, SEM e SDM.

Tabela 44- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma absoluta estimados por MV

Variáveis	SAR		SEM		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Ln consumo energia <i>pc</i> 2002	-0,3079	0,0000	-0,3345	0,0000	-0,3433	0,0000
W Ln tx crescimento consumo energia <i>pc</i> 2002-2016 (ρ)	0,1863	0,0000			0,2682	0,0000
W Ln consumo energia <i>pc</i> 2002 (π)					0,1591	0,0010
W erro (λ)			0,2755	0,0000		
Velocidades de Convergência	0,02453		0,02715		0,02803	
Meia Vida	28,25		25,53		24,72	
LogLik	-1600,7920		-1529,0390		-1507,22	
AIC	3207,5850		3064,0780		3022,0440	
BIC	3227,6760		3084,1690		3048,8330	
Variance	0,0990		0,0955		0,0949	
R ² - between	0,2432		0,2573		0,2645	
R ² - overall	0,2429		0,2570		0,2642	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Notas: Controle de efeitos fixo apenas para tempo para evitar multicolinearidade e omissão de variáveis. Matriz k3 vizinhos. Erros padrões robustos utilizados.

As estatísticas AIC e BIC confirmam que o modelo que capta melhor a dependência espacial é o modelo SDM. Neste, o coeficiente do consumo de energia elétrica *per capita* no ano base foi negativo e estatisticamente significativo, confirmando a hipótese de convergência. Além disso, a taxa de crescimento do consumo e o consumo de energia no ano base são espacialmente correlacionados. A velocidade de convergência estimada foi de 2,80% ao ano e a meia vida de aproximadamente 25 anos.

A fim de comparação e para garantir robustez na pesquisa, a Tabela 45 apresenta as mesmas estimações dos modelos de convergência estática com efeito espacial na forma absoluta estimados por *System GMM*.

O teste de Hansen confirma que os instrumentos utilizados foram adequados. As estimações para o modelo SDM via *System GMM* foram semelhantes ao modelo estimado por MV, porém com coeficientes mais altos para as variáveis espaciais. Confirmou-se a hipótese de convergência, a velocidade de convergência foi de 3,39% ao ano e a meia vida de aproximadamente 20 anos.

Tabela 45- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma absoluta estimados por *System GMM*

Variáveis	SAR		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	0,0398	0,6760	-0,2200	0,0520
Ln consumo energia <i>pc</i> 2002	-0,2833	0,0000	-0,3995	0,0000
W Ln tx crescimento consumo energia <i>pc</i> 2002-2016 (ρ)	0,9547	0,0000	1,3696	0,0000
W Ln consumo energia <i>pc</i> 2002 (π)			0,5597	0,0000
Velocidades de Convergência	0,0222		0,03399	
Meia Vida	31,21		20,38	
Hansen	Chisq: 116,97 p-value: 1,0000		Chisq: 100,16 p-value: 1,0000	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Estimado por System GMM. Erros padrões robustos utilizados. Instrumentos para as primeiras diferenças: D.(ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial), L(1/).(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial). Instrumentos para as equações em nível: ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial, D.(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial).

A Tabela 46, por outro lado, mostra as estimações da convergência estática, desta vez condicional, inserindo variáveis de controle, estimados por Máxima Verossimilhança para três especificações espaciais: SAR, SEM e SDM.

Mais uma vez os critérios AIC e BIC indicaram que a melhor especificação foi o modelo SDM. O coeficiente de ajustamento foi mais alto quando foram inseridas variáveis adicionais. A taxa de crescimento do consumo de energia no período foi espacialmente correlacionada, além do consumo de energia no ano base e das unidades consumidoras de energia. A hipótese de convergência foi confirmada com uma velocidade de 3,2% ao ano e meia vida de 21 anos.

Tabela 46- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma condicional estimados por MV

Variáveis	SAR		SEM		SDM	
	Coefficiente	P-value	Coefficiente	P-value	Coefficiente	P-value
Ln consumo energia <i>pc</i> 2002	-0,3712	0,0000	-0,3833	0,0000	-0,3886	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,0021	0,9790	-0,0470	0,5960	-0,1222	0,1700
Ln PIB <i>per capita</i>	-9,3696	0,0050	-10,1729	0,0050	-9,5074	0,0090
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,9487	0,0060	1,0279	0,0060	0,9507	0,0110
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0312	0,0080	-0,0339	0,0070	-0,0310	0,0140
Ln densidade demográfica	-0,0329	0,6710	-0,0046	0,9570	0,0627	0,4740
Ln empregos <i>per capita</i>	0,1529	0,0110	0,1463	0,0120	0,1516	0,0100
Ln estabelecimentos ativos/km ²	-0,0368	0,6260	-0,0251	0,7360	-0,0288	0,6980
Abertura comercial	0,0001	0,8170	0,0003	0,6620	-0,0000	0,9220
Participação indústria PIB	-0,0023	0,1550	-0,0018	0,2890	-0,0008	0,6470
W Ln tx crescimento consumo energia <i>per capita</i> 2002-2016 (ρ)	0,1546	0,0000			0,2294	0,0000
W Ln consumo energia <i>pc</i> 2002 (π)					0,1239	0,0280
W Ln unidades consumidoras/km ²					0,2219	0,0420
W Ln PIB <i>per capita</i>					8,7192	0,1560
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²					-0,9085	0,1550
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³					0,0318	0,1470
W Ln densidade demográfica					-0,1809	0,1000
W Ln empregos <i>per capita</i>					-0,0318	0,7450
W Ln estabelecimentos ativos/km ²					-0,0056	0,9530
W Abertura comercial					-0,0015	0,0960
W Participação indústria PIB					-0,0026	0,2380
W erro (λ)			0,2516	0,0000		
Velocidades de Convergência	0,03093		0,03222		0,03280	
Meia Vida	22,41		21,51		21,13	
LogLik	-1325,6580		-1268,392		-1180,231	
AIC	2675,3160		2560,7830		2404,4620	
BIC	2755,6810		2641,1470		2551,7960	
Variance	0,0906		0,0879		0,0856	
R ² - between	0,3304		0,3351		0,3655	
R ² - overall	0,2514		0,2888		0,2294	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Notas: Controle de efeitos fixo apenas para tempo para evitar multicolinearidade e omissão de variáveis. Matriz k3 vizinhos. Erros padrões robustos utilizados.

Novamente para garantir robustez, a Tabela 47 apresenta as estimações por *System GMM*. Os testes AR de Arrelano-Bond indicaram não haver problemas de autocorrelação e o teste de Hansen confirmou a adequação dos instrumentos. O modelo escolhido, SDM, indicou haver convergência estática condicional no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses com uma velocidade de 3,3% ao ano e meia vida de aproximadamente 21 anos. Os modelos estimados por MV e GMM foram bastante parecidos.

Tabela 47- Modelos de convergência estática com efeito espacial na forma condicional estimados por *System GMM*

Variáveis	SAR		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	55,3161	0,0060	93,0499	0,0030
Ln consumo energia <i>pc</i> 2002	-0,2836	0,0000	-0,3914	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,0191	0,9140	0,1690	0,5930
Ln PIB <i>per capita</i>	-16,5418	0,0090	-31,0598	0,0020
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	1,6529	0,0130	3,1639	0,0020
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0547	0,0180	-0,1070	0,0020
Ln densidade demográfica	0,0197	0,9140	-0,3820	0,2770
Ln empregos <i>per capita</i>	0,3023	0,0080	0,1997	0,0890
Ln estabelecimentos ativos/km ²	-0,2333	0,1850	-0,0642	0,7950
Abertura comercial	0,0009	0,3460	0,0011	0,3490
Participação indústria PIB	0,0026	0,4120	0,0032	0,5310
W Ln tx crescimento consumo energia <i>pc</i> 2002-2016 (ρ)	0,7435	0,0000	1,3138	0,0000
W Ln consumo energia 2002 (π)			0,4460	0,0070
W Ln unidades consumidoras			0,0489	0,9130
W Ln PIB <i>per capita</i>			1,6130	0,4950
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²			-0,0843	0,7340
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³			-0,0001	0,9940
W Ln densidade demográfica			0,2898	0,5840
W Ln empregos			-0,2615	0,3590
W Ln estabelecimentos ativos			0,0266	0,9490
W Abertura comercial			-0,0102	0,0820
W Participação indústria PIB			0,0040	0,6540
Velocidades de Convergência	0,02223		0,03310	
Meia Vida	31,17		20,94	
Arellano-Bond AR(1)	z: -1,07	p-value: 0,286	z: -1,21	p-value: 0,225
Arellano-Bond AR(2)	z: -0,58	p-value: 0,561	z: 0,19	p-value: 0,852
Hansen	Chisq: 395,30	p-value: 0,9940	Chisq: 391,47	p-value: 0,9900

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Estimado por System GMM. Erros padrões robustos utilizados. Instrumentos para as primeiras diferenças: D.(Ln consumo total de energia *per capita*, Ln PIB *per capita*, Ln empregos *per capita*, abertura comercial), L(1/).(L. Ln consumo total de energia *per capita*, Ln PIB *per capita*, Ln empregos *per capita*, abertura comercial). Instrumentos para as equações em nível: Ln consumo total de energia *per capita*, Ln PIB *per capita*, Ln empregos *per capita*, abertura comercial, D.(L. Ln consumo total de energia *per capita*, Ln PIB *per capita*, Ln empregos *per capita*, abertura comercial).

Comparando as estimações estáticas absoluta e condicional, percebe-se que a convergência condicional apresentou uma velocidade de convergência um pouco maior, diminuindo o tempo de meia vida. Quando comparado também as estimações estáticas com e sem a dependência espacial, foi possível verificar que a inclusão dos efeitos espaciais aumentou o coeficiente de ajustamento dos dados, o que indica que a heterogeneidade espacial foi importante e deve ser levada em conta nas especificações.

Sendo assim, afirma-se que existe convergência estática, absoluta e condicional, no consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses,

quando analisada a taxa de crescimento do consumo de energia ao longo do período 2002 a 2016. Como o consumo de energia elétrica é um bom indicador da atividade econômica, sugere-se a existência também de convergência econômica.

5.5.2.2 Convergência dinâmica

A outra forma de analisar a convergência, chamada aqui de convergência dinâmica, é regredir o consumo de energia elétrica do ano t com o consumo de energia do ano anterior. A Tabela 48 apresenta primeiramente a convergência dinâmica absoluta, já estimada por *System GMM*, levando em conta dois modelos espaciais, SAR e SDM.

Tabela 48- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma absoluta estimados por *System GMM*

Variáveis	SAR		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	0,0444	0,0000	-0,0077	0,5610
Ln consumo energia pc $t-1$ (τ)	0,9627	0,0000	0,9674	0,0000
W Ln crescimento consumo energia pc t (ρ)	0,0307	0,0040	1,0548	0,0000
W Ln consumo energia pc $t-1$ (π)			-1,0056	0,0000
Velocidades de Convergência	0,03880		0,0331	
Meia Vida	18,23		20,91	
Arellano-Bond AR(1)	z: -8,02	p-value: 0,0000	z: -5,66	p-value: 0,0000
Arellano-Bond AR(2)	z: -0,49	p-value: 0,6220	z: 1,42	p-value: 0,1570
Hansen	Chisq: 398,24	p-value: 0,9990	Chisq: 397,95	p-value: 0,9990

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz $k3$ vizinhos. Estimado por *System GMM*. Erros padrões robustos utilizados. Instrumentos para as primeiras diferenças: D.(ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial), L(1/).(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial). Instrumentos para as equações em nível: ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial, D.(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial).

Os testes de Arellano-Bond indicaram não haver correlação serial de ordem 2 e o teste de Hansen não rejeitou a hipótese nula de adequação dos instrumentos. O modelo mais adequado pareceu ser o SDM, pois os coeficientes espaciais foram todos estatisticamente significativos. Assim, o consumo de energia elétrica é espacialmente correlacionado entre os municípios. O consumo de energia do ano anterior influencia o consumo de energia do ano seguinte, indicando um caráter inercial do consumo de energia elétrica. E ainda, o aumento no consumo de energia

de um município no ano anterior diminuiu o consumo de energia no ano seguinte nos municípios vizinhos.

Confirma-se a hipótese da convergência com velocidade estimada em 3,31% ao ano e meia vida de aproximadamente 21 anos.

Já a Tabela 49 mostra as estimações da convergência dinâmica condicional estimadas por Máxima Verossimilhança para as especificações espaciais SAR e SDM¹⁶.

Tabela 49- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma condicional estimados por MV

Variáveis	SAR		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Ln consumo energia <i>per capita</i> t-1 (τ)	0,8283	0,0000	0,8166	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,0999	0,0020	0,1220	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	-1,6479	0,1570	-0,8984	0,4620
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,1753	0,1510	0,1002	0,4310
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0060	0,1550	-0,0035	0,4230
Ln densidade demográfica	-0,2715	0,0000	-0,3012	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,0921	0,0000	0,0885	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	-0,0087	0,5880	-0,0022	0,8990
Abertura comercial	-0,0001	0,4390	-0,0001	0,4190
Participação indústria PIB	0,0025	0,0520	0,0025	0,0630
W Ln crescimento consumo energia <i>pc t</i> (ρ)	0,1467	0,0000	0,1528	0,0000
W Ln consumo energia <i>per capita</i> t-1 (π)	-0,1674	0,0000	-0,1566	0,0000
W Ln unidades consumidoras /km ²			-0,0240	0,6770
W Ln PIB <i>per capita</i>			-2,7941	0,0240
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²			0,2811	0,0260
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³			-0,0094	0,0290
W Ln densidade demográfica			0,0654	0,1510
W Ln empregos <i>per capita</i>			0,0131	0,4070
W Ln estabelecimentos ativos /km ²			-0,0289	0,2550
W Abertura comercial			-0,0001	0,3240
W Participação indústria PIB			0,0006	0,3980
Velocidades de Convergência	0,18837		0,20260	
Meia Vida	3,68		3,42	
LogLik	7103,3160		7129,1380	
AIC	-14180,6300		-14214,2800	
BIC	-14094,4700		-14068,4600	
Variance	0,0049		0,0048	
R ² - within	0,9059		0,9061	
R ² - between	0,8849		0,8936	
R ² - overall	0,8863		0,8931	

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Notas: Matriz k3 vizinhos. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo. Erros padrões robustos utilizados.

¹⁶ Não é possível rodar essa estimação dinâmica para o modelo SEM.

É possível observar, pelo critério AIC e pelo R^2 , que o modelo mais adequado foi o modelo SDM, já que apresentou o menor valor AIC e o maior valor de R^2 . O número de unidades consumidoras por km^2 , o consumo de energia do período anterior, a densidade demográfica, o número de empregos *per capita* e a participação da indústria sobre o PIB exerceram influência positiva sobre o consumo de energia.

O consumo de energia elétrica continuou mostrando-se espacialmente correlacionado entre os municípios. O aumento do consumo de energia em um município aumentou o consumo de energia elétrica nos municípios vizinhos. Além disso, o aumento do consumo de energia em um município no ano t-1 diminuiu o consumo de energia nos vizinhos no ano t. O PIB *per capita* também pareceu ser espacialmente correlacionado.

A velocidade de convergência foi bem maior na estimação dinâmica condicional por MV, cerca de 20,26% ao ano, gerando uma meia vida de 3,42 anos.

Por fim, a Tabela 50 mostra as estimações da convergência dinâmica condicional estimadas por *System GMM* para as especificações espaciais SAR e SDM¹⁷. O teste de Arrelano-Bond indicou correlação serial de ordem 1, mas não de ordem 2. O teste de Hansen confirmou a adequação dos instrumentos utilizados.

Mais uma vez o modelo SDM pareceu ser mais apropriado. O consumo de energia elétrica *per capita*, a densidade demográfica, o número de estabelecimentos ativos por km^2 , a abertura comercial e a participação da indústria sobre o PIB foram espacialmente correlacionadas nos municípios paranaenses. Além disso, o consumo de energia elétrica do ano anterior em um município diminuiu o consumo de energia nos municípios vizinhos no ano seguinte. O consumo de energia elétrica continuou apresentando um caráter inercial, ou seja, o consumo do ano anterior impactou o consumo do ano seguinte. Quanto maior o consumo de energia no ano anterior, maior foi o consumo do ano posterior. A densidade demográfica e o número de empregos formais *per capita* continuaram sendo determinantes importantes para explicar o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses.

Na estimação por GMM, a velocidade de convergência foi bastante parecida com as estimações anteriores dos modelos estático e absoluto. A velocidade estimada esteve em 5,6% ao ano gerando uma meia vida de aproximadamente 12 anos.

¹⁷ Não é possível rodar essa estimação dinâmica para o modelo SEM.

Tabela 50- Modelos de convergência dinâmica com efeito espacial na forma condicional estimados por *System GMM*

Variáveis	SAR		SDM	
	Coefficiente	p-value	Coefficiente	p-value
Constante	10,8600	0,1780	16,7392	0,1490
Ln consumo energia <i>pc</i> t-1 (τ)	0,9572	0,0000	0,9452	0,0000
Ln unidades consumidoras/km ²	0,0924	0,0130	0,2403	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	-3,3286	0,1820	-4,6169	0,2160
(Ln PIB <i>per capita</i>) ²	0,3442	0,1810	0,4807	0,2090
(Ln PIB <i>per capita</i>) ³	-0,0118	0,1810	-0,0165	0,2050
Ln densidade demográfica	-0,0903	0,0300	-0,2871	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,0502	0,0000	0,0375	0,0170
Ln estabelecimentos ativos/km ²	-0,0437	0,0620	-0,0067	0,8490
Abertura comercial	0,0002	0,4020	0,0003	0,3490
Participação indústria PIB	0,0015	0,0890	0,0003	0,7930
W Ln crescimento consumo energia <i>pc</i> t (ρ)	0,9773	0,0000	1,0587	0,0000
W Ln consumo energia <i>pc</i> t-1 (π)	-0,9540	0,0000	-0,9522	0,0000
W Ln unidades consumidoras/km ²			-0,0778	0,3200
W Ln PIB <i>per capita</i>			-0,4585	0,3440
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ²				
W (Ln PIB <i>per capita</i>) ³			-0,0003	0,9010
W Ln densidade demográfica			0,2553	0,0130
W Ln empregos <i>per capita</i>			0,0317	0,6170
W Ln estabelecimentos ativos /km ²			-0,1481	0,0740
W Abertura comercial			-0,0031	0,0260
W Participação indústria PIB			0,0002	0,0260
Velocidades de Convergência	0,04374		0,05635	
Meia Vida	15,84		12,30	
Arellado-Bond AR(1)	z: -5,96	p-value: 0,0000	z: -6,61	p-value: 0,0000
Arellado-Bond AR(2)	z: 1,41	p-value: 0,1580	z: 1,47	p-value: 0,1410
Hansen	Chisq: 392,43	p-value: 0,9980	Chisq: 388,58	p-value: 0,9970

Fonte: Elaborada pela autora com base no Software Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos. Estimado por System GMM. Erros padrões robustos utilizados. Instrumentos para as primeiras diferenças: D.(ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial), L(1/).(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial). Instrumentos para as equações em nível: ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial, D.(L. ln consumo total de energia *per capita*, ln PIB *per capita*, ln empregos *per capita*, abertura comercial).

Conclui-se, portanto, que existe convergência dinâmica no consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses, seja na forma absoluta ou condicional. Na convergência absoluta, o consumo de energia elétrica *per capita* de qualquer município tendeu para o mesmo nível no longo prazo independentemente de suas condições iniciais. Já na convergência condicional, municípios com características estruturais comuns apresentaram taxas elevadas de consumo de energia elétrica *per capita* independentemente de suas condições iniciais, permitindo uma equalização do consumo no longo prazo.

A convergência condicional mostrou-se relativamente mais forte que a convergência absoluta, nas duas formas de especificação, estática e dinâmica. No entanto, a velocidade de convergência estimada foi relativamente pequena, gerando tempo de meia vida bastante alto. Porém, para a realidade da maioria dos municípios paranaenses, essa velocidade é aceitável e não tão baixa dada as características regionais. As duas formas de especificação, estática e dinâmica, não apresentaram diferenças substanciais, o que parece razoável perante a literatura. Além disso, após a introdução dos fatores espaciais, as taxas de convergência mostraram-se um pouco mais rápidas, embora tenham ficado bastante semelhantes. A introdução dos efeitos espaciais foi importante para ajustamento dessas taxas.

A convergência implica uma tendência de longo prazo para equalização do consumo *per capita* de energia elétrica. A convergência busca verificar se municípios com menor nível de consumo *per capita* de energia alcançam taxas de crescimento mais rápidas do consumo *per capita* do que municípios com maior nível de consumo (ABRAMOVITZ, 1986). Sendo assim, há uma tendência de que os municípios com menor consumo de energia possam experimentar um crescimento mais rápido no consumo de energia *per capita* em comparação com os municípios que têm maior consumo de energia.

Para Hao e Peng (2017), quando há evidências de convergência no consumo de energia elétrica *per capita*, e quando o consumo de energia é espacialmente correlacionado, pode haver também uma tendência de convergência na qualidade ambiental dos municípios paranaenses. Ou seja, os municípios com condições ambientais relativamente boas podem sofrer uma deterioração ambiental mais rápida, enquanto os municípios cujas qualidades ambientais são relativamente baixas podem ver uma melhoria ambiental mais lenta.

De acordo com Bloch, Rafiq e Salim (2012), quando a convergência pode ser verificada, torna-se mais fácil os governantes formularem políticas para conter o consumo total de energia a fim de alcançar a melhoria da qualidade ambiental. Assim, políticas específicas e direcionadas podem contribuir para o controle do uso de energia. Por exemplo, para municípios com alto consumo, regras mais rigorosas podem ser elaboradas, visando um desenvolvimento sustentável. Já para municípios com baixo consumo relativo de energia, a convergência implica que o potencial de redução da demanda de energia é limitado.

Mishra e Smyth (2014) afirmam que evidências de rápida convergência energética e taxas de crescimento relativamente pequenas indicam que as metas para conter o crescimento no consumo de energia são viáveis e desejáveis como parte de uma estratégia de sustentabilidade. Por outro lado, Markandya, Pedroso-Galinato e Streimikiene (2006) afirmam que se a convergência for lenta e as taxas de crescimento mais rápidas, não será possível definir esse tipo de meta pois o consumo de energia ainda precisa subir. Esse parece ser o caso do estado do Paraná. Embora se verifique convergência, absoluta e condicional, a velocidade de convergência foi relativamente baixa, indicando que o consumo de energia ainda precisa ser aumentado para garantir o crescimento econômico. No entanto, o fato de existir convergência é um indicativo que no futuro poderá ser elaborado políticas para controle de energia, principalmente se as taxas de convergência se elevarem entre os municípios.

A análise de convergência do consumo de energia elétrica ainda não tinha sido estudada para um caso brasileiro, por isso é difícil fazer comparações nesse sentido. No entanto, na literatura internacional já existem alguns trabalhos. Markandya, Pedroso-Galinato e Streimikiene (2006) encontraram evidências de convergência da intensidade energética (quantidade de energia necessária para gerar uma unidade de produção econômica) em 12 países do Leste Europeu e 15 países da União Europeia no período de 1992 a 2002. A taxa pela qual os países convergiam foi estimada em cerca de 1,7% ao ano. Embora a intensidade de energia estava diminuindo em quase todos esses países, o consumo total final de energia ainda precisava subir. Assim, um limite para o consumo como um indicador de sustentabilidade era ainda inadequado nesses países.

Mohammadi e Ram (2012) testaram a convergência no consumo *per capita* de energia e uso eletricidade em uma amostra de países no período de 1971 a 2007. Encontraram fraca convergência no consumo de energia *per capita*, mas forte convergência no uso da eletricidade na maioria dos casos. A fraca tendência à convergência também se refletia em velocidades de convergência muito baixas. A convergência foi mais acentuada no formato β condicional do que nos modelos absolutos, assim como encontrado por este trabalho. Também afirmaram que a fraca convergência no consumo de energia pode não ser preocupante do ponto de vista da sustentabilidade.

Já Mohammadi e Ram (2017) testaram a convergência absoluta e condicional no consumo de energia *per capita* nos estados dos EUA no período de 1970-2013. Não encontraram convergência no consumo entre os estados americanos. Embora as estimativas apresentaram um sinal negativo, elas não foram estatisticamente significativas indicação não haver convergência.

Por fim, Hao e Peng (2017) investigaram a convergência do consumo de energia usando dados de painel para o período 1994-2014 para 30 províncias chinesas. Encontraram tanto convergência absoluta como condicional no consumo de energia *per capita* em todas as províncias chinesas. A velocidade da convergência absoluta foi de aproximadamente 6% e da condicional 7%. A velocidade da convergência condicional também foi relativamente mais alta do que a absoluta. Após a introdução dos fatores espaciais, a taxa de convergência condicional foi mais lenta. Os autores mostraram que a falta de efeitos espaciais pode levar a estimativas tendenciosas dos parâmetros do modelo.

Esta seção finaliza os objetivos específicos deste trabalho, indicando que todos foram plenamente atendidos.

CAPÍTULO VI

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta tese teve por objetivo geral analisar o consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses em uma abordagem espacial no período de 2002 a 2016. O consumo de energia elétrica é essencial para muitas atividades econômicas e para a sobrevivência das pessoas. Ele possibilita acesso aos bens e serviços e melhora a qualidade de vidas das pessoas. Por ser um elemento muito importante, é visto também como indicador de crescimento e desenvolvimento econômico. É quase inaceitável saber que ainda existem pessoas sem acesso a energia elétrica no mundo, e no Brasil, em tempos atuais.

O Brasil apresentou aumento significativo do consumo de energia elétrica ao longo dos anos. Em 2017 o Brasil encontrava-se na 10ª posição entre os maiores consumidores de energia do mundo. O estado do Paraná era o que mais consumia energia em 2017 dos estados do Sul. Na geração de energia, por sua vez, o estado do Paraná foi destaque por muitos anos. Em 2020 a participação do Paraná era 11,32% em potência instalada brasileira, sendo o quarto maior estado na geração de energia (EPE, 2018a, 2018b).

Pela sua significativa importância na geração e no consumo de energia elétrica para o Brasil, foi analisado o setor elétrico do estado do Paraná e feito uma análise espacial das principais variáveis influenciadoras desse consumo nos municípios paranaenses. As principais conclusões foram: (1) O consumo de energia elétrica foi espacialmente correlacionado no estado do Paraná. (2) As variáveis densidade demográfica, consumo de energia e número de unidades consumidoras por km² apresentaram grande força de autocorrelação espacial nos municípios paranaenses. (3) Existia concentração de municípios com alto consumo de energia *per capita* em todas as bordas do estado do Paraná, principalmente próximo à Região Metropolitana de Curitiba, Norte e Oeste paranaense. Toda a região central do estado era composta por municípios com baixo consumo de energia.

(4) Houve aumento no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses de 2002 para 2016. (5) O I de Moran revelou que regiões com alto (baixo) consumo de energia elétrica *per capita*, alto número de unidades consumidoras de energia por km², alta densidade demográfica, alto PIB *per capita*,

elevado número de empregos formais *per capita*, alto número de estabelecimentos ativos por km² e alta participação da indústria sobre o PIB eram rodeadas por vizinhos com altos (baixos) valores dessas variáveis. (6) Existiam dois principais *clusters* para o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses: BAIXO-BAIXO e ALTO-ALTO. Os municípios pertencentes às mesorregiões Centro Ocidental, Centro Ocidental e Centro Sul, em 2002, e também Norte Pioneiro em 2016 possuíam baixo consumo de energia e eram rodeados por municípios também com baixo consumo. Já nas mesorregiões Oeste, Centro Oriental e Sudeste existiam alguns municípios com alto consumo de energia rodeados por outros também com elevado consumo.

Identificar os determinantes do consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses foi um dos objetivos específicos, identificando também a possibilidade da dependência espacial. As principais descobertas foram: Primeiramente, na especificação de painel de dados, sem efeitos espaciais, os testes indicaram que o modelo de efeito fixo foi mais apropriado. Número de unidades consumidoras por km², PIB *per capita*, densidade demográfica, número de empregos *per capita*, estabelecimentos ativos por km² e participação da indústria no PIB foram estatisticamente significativos para explicar o consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses no período de 2002 a 2016. Apenas abertura comercial não apresentou significância estatística.

Segundo, na especificação de painel de dados com efeitos espaciais, os vários testes indicaram que o melhor modelo foi o SDM com efeitos fixos. O consumo de energia elétrica *per capita* de um município afetou positivamente o consumo de energia dos municípios vizinhos, sugerindo que cidades que apresentaram alto consumo de energia afetaram de forma positiva o consumo de energia de seus vizinhos.

Terceiro, o aumento de 10% no número de unidades consumidoras de energia aumentou o consumo de energia nos municípios em 6,88%. No entanto, não houve efeitos de transbordamento espacial. O aumento de 10% no PIB *per capita* elevou o consumo de energia dos municípios paranaenses em 1,46%, mas não apresentou efeitos de transbordamentos espaciais. O aumento de 10% na densidade demográfica diminuiu o consumo de energia *per capita* nos municípios em 7,87%, mas o aumento da densidade demográfica em um município aumentou o consumo de energia dos vizinhos em aproximadamente 2,73%, devido ao *spillover* espacial. O aumento de

10% no número de empregos formais aumentou o consumo de energia em 1,7%, e gerou transbordamento espacial para os municípios, em um efeito indireto de 0,9%. O número de estabelecimentos ativos e a abertura comercial apresentaram apenas efeitos diretos significativos e positivos, não havendo transbordamento espacial. O aumento de 10% no número de estabelecimentos ativos aumentou o consumo de energia *per capita* em 1,1%, mas a magnitude de aumento no consumo de energia dos municípios devido a abertura comercial foi bastante baixa. A participação da indústria sobre o PIB apresentou efeitos diretos, indiretos e totais positivos e significativos, aumentando o consumo de energia em 0,076% para cada 10% e sugerindo efeitos de contágio espacial de 0,054%.

Além disso, a indústria paranaense contribuiu para aumentar a demanda por energia, embora em uma proporção pequena. Para buscar um menor consumo de energia elétrica e contribuir para a qualidade ambiental no longo prazo, o estado deve acelerar o ajuste de sua estrutura industrial, incentivando principalmente a indústria terciária, que consome menos energia e é menos poluente. Por fim, a maior abertura comercial teve efeitos positivos diretos sobre o consumo de energia *per capita*. As empresas orientadas para a exportação podem, a longo prazo, se comprometer a elevar o nível de tecnologia industrial para produzir produtos com alto valor agregado e baixo consumo de energia para contribuir com a sustentabilidade ambiental.

A energia elétrica, seja no consumo ou na sua geração, afeta a qualidade ambiental de várias formas. Na geração, emitem-se poluentes na queima de combustíveis fósseis, nas usinas nucleares e nas usinas termoeletricas. As usinas hidrelétricas, ainda que praticamente não causem emissões de gases poluentes, afetam os ecossistemas, alteram a localização de animais, das espécies, alagam habitats de vários animais, mudam as paisagens, etc. No consumo, emite-se poluentes no processo industrial, na utilização de eletrodomésticos, no aquecimento residencial, nos transportes e na agropecuária. Seja de forma direta ou indireta, o consumo e geração de energia elétrica impactam o ecossistema.

O segundo objetivo específico do trabalho foi utilizar o consumo de energia elétrica para testar a hipótese da curva de Kuznets com dados de 2002 a 2016. Procurou-se verificar se o consumo de energia elétrica *per capita* tende a aumentar quando o crescimento econômico é relativamente baixo, e se este pode diminuir após atingir um nível limiar de crescimento da renda. Seguindo a literatura, foi testada

uma especificação quadrática, que mostra uma relação em forma de “U” ou “U” invertido entre consumo de energia elétrica e PIB, e também uma especificação quadrática com a inclusão do termo cúbico, que pode mostrar uma relação em forma de “N” ou “N” invertido. A forma que melhor ajustou os dados foi a especificação cúbica.

Os coeficientes indicaram que o consumo de energia elétrica *per capita* e o PIB *per capita* estavam relacionados não linearmente em uma relação na forma de “N” invertido. O consumo de energia cai inicialmente com o aumento do nível de renda, atinge um ponto mínimo, começa a subir com um nível intermediário de renda, alcança um máximo e começa a cair novamente para níveis altos de renda. Os pontos mínimo e máximo de PIB *per capita* necessários para mudar a inclinação da curva de consumo de energia sugeriram que os municípios paranaenses não se encontravam na parte decrescente da curva, e sim na parte crescente. O PIB *per capita* necessário para que o consumo de energia atinja o pico, mude de trajetória e se torne declinante foi bastante elevado e muito distante da realidade da maioria dos municípios paranaenses. As evidências rejeitaram a hipótese de existência de curva de Kuznets entre consumo de energia elétrica *per capita* e PIB *per capita* para os municípios paranaenses, já que o consumo de energia aumentava com o aumento do PIB. O consumo de energia ainda se mostrou essencial para o crescimento econômico dos municípios paranaenses.

A descoberta da não confirmação da hipótese da curva de Kuznets aplicada ao consumo de energia elétrica para os municípios paranaenses pode indicar a necessidade de políticas ambientais. Como os pontos de mudança da trajetória da curva não são passíveis de serem alcançados no futuro, a diminuição do consumo de energia elétrica não ocorrerá de uma forma natural. Esse achado reforça a importância de se criar políticas apropriadas.

Por fim, o terceiro objetivo específico foi testar a hipótese de convergência do consumo de energia elétrica entre os municípios paranaenses no período de 2002 a 2016. Foram usadas duas formas diferentes de análise da convergência. A primeira foi considerada uma convergência estática, pois a taxa de crescimento do consumo de energia foi calculada para o período como um todo e buscou verificar a relação com o consumo de energia para o ano base. Já a segunda forma foi considerada como dinâmica, já que o consumo de energia do período corrente foi relacionado com o consumo de energia do ano anterior. Além disso, foram testadas dois tipos de

convergência, a absoluta e a condicional. Na convergência absoluta todas as regiões eventualmente convergem para o mesmo estado estacionário, o que pode ser testado se nenhuma variável de controle for incluída nas equações de regressão. Já a convergência condicional é verificada quando outras variáveis de controle são adicionadas. O significado da convergência condicional é que, se áreas diferentes obtiverem a mesma condição de desenvolvimento, como nível de capital humano ou construção de infraestrutura, as áreas menos desenvolvidas tendem a obter uma velocidade de consumo de energia mais rápida.

Sem levar em consideração os efeitos espaciais, foi confirmada a existência de convergência, absoluta e condicional, no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses. O consumo dos municípios menores e menos significativos cresceu a taxas mais rápidas do que o dos municípios maiores e mais importantes. Levando em conta os efeitos espaciais, por sua vez, concluiu-se que existia convergência estática, absoluta e condicional, no consumo de energia elétrica *per capita* dos municípios paranaenses, quando analisada a taxa de crescimento do consumo de energia ao longo do período 2002 a 2016. Também foi confirmada a hipótese da convergência dinâmica do consumo de energia elétrica, absoluta e condicional, para os municípios paranaenses.

A convergência condicional mostrou-se relativamente mais forte que a convergência absoluta, nas duas formas de especificação, estática e dinâmica. De forma geral, a velocidade de convergência estimada foi baixa, gerando tempo de meia vida relativamente alto. Na média, a velocidade de convergência absoluta ficou em 2,65% ao ano sem os efeitos espaciais e 3,07% ao ano considerando os efeitos espaciais. Já na convergência condicional, a média de velocidade sem efeitos espaciais foi 3,91% ao ano e com efeitos espaciais 4,07% ao ano. Já o tempo de meia vida ficou na média de 26 anos na convergência absoluta e 18,3 na convergência condicional sem os efeitos espaciais. Com os efeitos espaciais, ficou na média de 22 anos na convergência absoluta e 18 anos na convergência condicional. As duas formas de especificação, estática e dinâmica, não apresentaram diferenças substanciais. Além disso, após a introdução dos fatores espaciais, as taxas de convergência do consumo de energia elétrica mostraram-se um pouco mais rápidas, embora tenham ficado bastante semelhantes.

Mesmo tendo verificado convergência, absoluta e condicional, estática e dinâmica, no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses, a velocidade

de convergência foi relativamente baixa, sugerindo que o consumo de energia ainda precisa ser aumentado para garantir o crescimento econômico. No entanto, dada a realidade da maioria dos municípios paranaenses, com baixa população e baixo nível de crescimento econômica, a velocidade de convergência poderia ser ainda menor do que o apontado.

Metas e projetos para conter o crescimento no consumo de energia elétrica dos municípios paranaenses podem ainda não ser viáveis e eficientes pelo fato de ainda estarem precisando aumentar o consumo de energia para gerar crescimento econômico. Porém, o fato de existir convergência é um indicativo que no futuro poderá ser elaborado políticas para controle de energia. Mas isso não impede que os governantes elaborem políticas visando a redução da degradação ambiental, já que muitas outras fontes e atividades poluem o meio ambiente. Além disso, quando da elaboração das políticas ambientais, deve haver diferenciação na condução dessas nos diversos municípios, já que é notável diferenças em termos econômicos e desenvolvimento social no estado.

Este trabalho contribuiu para a literatura brasileira pelo fato de existir escassez de análises do consumo de energia elétrica e dos seus determinantes para estados ou regiões, especificamente para o estado do Paraná. A análise do setor elétrico brasileiro já foi feita apenas em pesquisas qualitativas ou com dados *cross-section*, não sendo realizado até o momento estimações estatísticas dessa natureza, levando em conta o espaço e o tempo. Embora já existam vários na literatura internacional, é uma inovação para a pesquisa brasileira. A hipótese da curva de Kuznets e a convergência, no mesmo sentido, ainda não haviam sido estudadas para o Brasil utilizando o consumo de energia elétrica, nem mesmo para o estado do Paraná. Todos os questionamentos propostos no início do trabalho foram respondidos e os objetivos delineados plenamente atendidos.

Além disso, foram utilizadas técnicas estatísticas apropriadas e inserido a análise espacial em todas as abordagens. Não levar em conta os efeitos espaciais quando esses são necessários, torna as estimativas enviesadas e inconsistentes. Para garantir maior robustez da pesquisa, foi sempre estimado os modelos com e sem os efeitos espaciais para que comparações pudessem ser feitas, além de evidenciar a necessidade de levar em consideração a heterogeneidade espacial. Ademais, as estimações foram realizadas sempre com base em dois métodos, na Máxima Verossimilhança, e no Métodos dos Momentos Generalizados. Os coeficientes

permaneceram muito parecidos nas duas estimações, mas a utilização de ambos não levanta dúvidas sob a adequação da metodologia aos dados.

Como toda pesquisa, é comum haver algumas limitações e sugestões para próximos estudos. A principal limitação que pode ser considerada neste trabalho é o período relativamente curto dos dados. Foi colhido informações anuais de 2002 a 2016. No entanto, essa escolha foi justificável pela falta de informações mais antigas e mais atuais das bases brasileiras. As variáveis escolhidas para a pesquisa também tiveram que ser adaptadas para a realidade de dados do Brasil. Muitas variáveis que poderiam ser incluídas não estavam disponíveis para ser coletadas para os municípios paranaenses. Embora estes sejam pontos cruciais, acredita-se que a pesquisa seja relevante para a literatura, pois tomou-se o cuidado de seguir as orientações metodológicas propostas principalmente pela literatura internacional.

Como sugestão para próximas pesquisas orienta-se acompanhar a divulgação das informações relevantes, para possível atualização dos dados. Essa pesquisa pode ser aplicada também para outros estados brasileiros, a fim de embasar a tomada de decisão e justificar políticas públicas.

REFERÊNCIAS

- ABRAMOVAY, Ricardo. Desenvolvimento sustentável: qual a estratégia para o Brasil?. **Novos estudos CEBRAP**, n. 87, p. 97-113, 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-33002010000200006&script=sci_arttext>. Acesso em: 04 mar. 2020.
- ABRAMOVITZ, M. Catching up, forging ahead, and falling behind. **The Journal of Economic History**, v. 46, n. 2, p. 385-406, 1986. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/core/journals/journal-of-economic-history/article/catching-up-forging-ahead-and-falling-behind/E0FA8944FFE9930844D755768E9D0106>>. Acesso em: 20 set. 2019.
- ABBUD, O. A.; TANCREDI, M. Transformações recentes da matriz brasileira de geração de energia elétrica—causas e impactos principais. **Texto para Discussão**, n. 69, Brasília, Centro de Estudos da Consultoria do Senado, 2010. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-69-transformacoes-recentes-da-matriz-brasileira-de-geracao-de-energia-eletrica-causas-e-impactos-principais>>. Acesso em: 04 mar. 2020.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, São Paulo: Editora Alínea, 2012.
- ALMEIDA, M. A.; GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. In: Encontro Nacional de Economia (ANPEC), XLI, **Anais...**, 2013, Foz do Iguaçu (PR), Anais, 2013. Disponível em: <<https://econpapers.repec.org/paper/anpen2013/211.htm>>. Acesso em: 01 out. 2019.
- ALMEIDA, M. G.; LOBATO, T. C. A curva de Kuznets Ambiental para a região Norte do Brasil entre os anos de 2002 a 2015. **Economia & Região**, Londrina, v. 7, n. 1, p. 7-23, 2019. Disponível em: <<file:///C:/Users/acer/Downloads/32875-169895-7-PB.pdf>>. Acesso em: 14 out. 2019.
- ANDREONI, J.; LEVINSON, A. The simple analytics of the environmental Kuznets curve. **National Bureau of Economic Research**, n. 6739, 1998. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w6739.pdf>>. Acesso em: 14 out. 2019.
- ANEEL- Agência Nacional de Energia Elétrica. **Atlas da Energia Elétrica do Brasil**. 3ª edição. 2008. Disponível em: <<http://www2.aneel.gov.br/arquivos/PDF/atlas3ed.pdf>>. Acesso em: 07 dez. 2018.
- _____. **Resolução Normativa nº 414, de 9 de setembro de 2010**. 2010. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br/documents/656877/14486448/bren2010414.pdf/3bd33297-26f9-4ddf-94c3-f01d76d6f14a?Version=1.0>>. Acesso em: 14 nov. 2019.
- _____. **Bandeiras Tarifárias**. 2019. Disponível em: <<http://www.aneel.gov.br/bandeiras-tarifarias>>. Acesso em: 10 jan. 2019.

_____. **BIG- Banco de Informações de Geração**. 2020. Disponível em:
<<https://www2.aneel.gov.br/aplicacoes/capacidadebrasil/capacidadebrasil.cfm>>.
Acesso em: 17 mar. 2020.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: method and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.

_____; REY, S. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. **Geographical analysis**, v. 23, n. 2, p. 112-131, 1991. Disponível em:
<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/j.1538-4632.1991.tb00228.x>>.
Acesso em: 04 set. 2019.

_____. Local indicators of spatial association—LISA. **Geographical analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995. Disponível em:
<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>>.
Acesso em: 31 jul. 2019.

_____. et al. Simple diagnostic tests for spatial dependence. **Regional Science and Urban Economics**, v.26, p. 77-04, 1996. Disponível em:
<<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0166046295021116>>. Acesso em:
05 set. 2019.

_____; KELEJIAN, H. H. Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. **International Regional Science Review**, v. 20, n. 1-2, p. 153-182, 1997. Disponível em:
<<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/016001769702000109>>. Acesso em:
05 set. 2019.

_____. BERA, A. K. Spatial Dependence in linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. In: **Handbook of Applied Economic Statistics**. Ullah, A.; Giles, D. E. A.; Dekker, M. NY, pp. 237-289, 1998. Disponível em:
<<https://pdfs.semanticscholar.org/7eff/bf9d3ede7b29f29eeb212ec68288eb5fa9a6.pdf>>.
>. Acesso em: 08 ago. 2019.

_____. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003. Disponível em:
<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/0160017602250972?casa_token=eazq9bPJc2kAAAAA:8GLiNDvHM1GIwwIMK2Mq0PSadwWLB3tDuyyK6HFZJOXcbayY2RrlZHKOqHtvLdaSDYgRM_00Iu8Grw>. Acesso em: 05 ago. 2019.

_____. SYABRI, I.; SMIRNOV, O. Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows. In: **Proceedings, CSISS Workshop on New Tools for Spatial Data Analysis**, Santa Barbara, CA. 2003. Disponível em:
<<https://pdfs.semanticscholar.org/4e34/bd70317377971ba8df7259288b972ad6a239.pdf>>.
>. Acesso em: 31 jul. 2019.

ARRAES, R. A., DINIZ, M. B., DINIZ, M. J. Curva ambiental de Kuznets e desenvolvimento econômico sustentável. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 44, n. 3, p. 525-547, 2006. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032006000300008&script=sci_arttext>. Acesso em: 14 out. 2019.

ARRELANO, M. Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. **Oxford bulletin of Economics and Statistics**, n. 49, v. 4, p. 431-434, 1987. Disponível em: <https://www.cemfi.es/~arellano/OBES_1987.pdf>. Acesso em: 16 dez. 2019.

_____; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, v. 58, p. 277-97, 1991. Disponível em: <<https://academic.oup.com/restud/article-abstract/58/2/277/1563354>>. Acesso em: 15 jan. 2020.

_____; BOVER, O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. **Journal of econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/030440769401642D>>. Acesso em: 15 jan. 2020.

AZZONI, C. R.; SILVEIRA-NETO, R. M. Decomposing regional growth: labor force participation rates, structural changes, and sectoral factor reallocation. **The Annals of Regional Science**, v. 39, n. 2, p. 221-239, 2005. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s00168-004-0207-8>>. Acesso em: 03 out. 2019.

_____. et al. Geography and income convergence among Brazilian states. **IDB Working Paper**, n. 122, 2000. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1814668>. Acesso em: 10 out. 2019.

ÁVILA, E. S.; DINIZ, E. M. Evidências sobre curva ambiental de Kuznets e convergência das emissões. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 45, n. 1, p. 97-126, 2015. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612015000100097&script=sci_arttext>. Acesso em: 02 mar. 2020.

BAIXAR MAPAS. **Galeria de Mapas**. 2019. Disponível em: <<http://www.baixarmapas.com.br/>>. Acesso em: 15 dez. 2019.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Inglaterra: John Wiley & Sons Ltd, 2005.

BARDELIN, C. E. A. **Os efeitos do racionamento de energia elétrica ocorrido no Brasil em 2001 e 2002 com ênfase no consumo de energia elétrica**. Dissertação (Mestrado em Engenharia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004. Disponível em: <<https://teses.usp.br/teses/disponiveis/3/3143/tde-23062005-084739/en.php>>. Acesso em: 19 nov. 2019.

BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence across states and regions. **Brookings papers on economic activity**, p. 107-182, 1991. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/bitstream/10419/160551/1/cdp629.pdf>>. Acesso em: 18 set. 2019.

_____. Convergence. **Journal of political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992. Disponível em: <<https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/261816>>. Acesso em: 10 out. 2019.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. **The American Economic Review**, p. 1072-1085, 1986. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1816469?casa_token=3UNrxNPSueEAAAAA:PqpRHJQ-5fkrdwEDqEQJKTTkHBP9jxkWEUNyILG3ay_YAkdPLiFRj8nVke_VdkaCYfiBz_MZDfBzaT56JdHGWLMO4iSwBY_01dEpfv3FWX6gbUD5zAw96&seq=1#metadata_info_tab_contents>. Acesso em: 18 set. 2019.

BAUMONT, C. Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)? **Laboratoire d'économie et de gestion (LEG)**, 26 p., 2004. Disponível em: <<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01525664/>>. Acesso em: 07 ago. 2019.

BELOTTI, F.; HUGHES, G.; MORTARI, A. P. Spatial panel-data models using Stata. *The Stata Journal*, n. 17, v. 1, p. 139-180, 2017. Disponível em: <<https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X1701700109>>. Acesso em: 05 dez. 2019.

BLOCH, H.; RAFIQ, S.; SALIM, R. Coal consumption, CO2 emission and economic growth in China: Empirical evidence and policy responses. **Energy Economics**, v. 34, n. 2, p. 518-528, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988311001447>>. Acesso em: 11 dez. 2018.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of econometrics**, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304407698000098>>. Acesso em: 15 out. 2019.

BRASIL. Lei nº 1.145, de 31 de dezembro de 1903. Fixa a despesa geral da República dos Estados Unidos do Brasil para o exercício de 1904, e dá outras providências. **Coleções de Leis do Brasil**, 1903. Disponível em: <<https://www2.camara.leg.br/legin/fed/lei/1900-1909/lei-1145-31-dezembro-1903-775726-norma-pl.html>>. Acesso em: 13 set. 2019.

_____. Decreto- Lei nº 5.704, de 27 de dezembro de 1904. Regula o aproveitamento da força hidráulica para transformação em energia elétrica aplicada a serviços federais. **Coleções de Leis do Brasil**, 1904. Disponível em: <<https://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/1900-1909/decreto-5407-27-dezembro-1904-527509-publicacaooriginal-1-pe.html>>. Acesso em: 13 set. 2019.

_____. Decreto-Lei nº 24. 653, de 10 de julho de 1934. Decreta o Código de Águas. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 1934. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/D24643.htm>. Acesso em: 13 set. 2019.

_____. Lei nº 8.631 de 4 de março de 1993. Dispõe sobre a fixação dos níveis das tarifas para o serviço público de energia elétrica, extingue o regime de remuneração garantida e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 1993. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8631.htm>. Acesso em: 10 out. 2019.

_____. Lei nº 9.074 de 7 de julho de 1995. Estabelece normas para outorga e prorrogações das concessões e permissões de serviços públicos e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 1995. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19074cons.htm>. Acesso em: 10 out. 2019.

_____. Lei nº 8.987 de 13 de fevereiro de 1995. Dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 1995. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L8987cons.htm>. Acesso em: 10 out. 2019.

_____. Lei nº 10. 438, de 26 de abril de 2002. Dispõe sobre a expansão da oferta de energia elétrica emergencial e da outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2002. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/2002/L10438.htm>. Acesso em: 13 set. 2019.

_____. Decreto nº 4. 873, de 11 de novembro de 2003. Institui o Programa Nacional de Universalização do Acesso e Uso da Energia Elétrica - "LUZ PARA TODOS" e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2003. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/2003/D4873.htm>. Acesso em: 04 dez. 2019.

_____. Decreto nº 5.163, de 30 de julho de 2004. Regulamenta a comercialização de energia elétrica, o processo de outorga de concessões e de autorizações de geração de energia elétrica, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2004a. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2004-2006/2004/Decreto/D5163.htm>. Acesso em: 04 mar. 2020.

_____. Lei nº 10. 848, de 15 de março de 2004. Dispõe sobre a comercialização de energia elétrica e da outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2004b. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2004-2006/2004/Lei/L10.848.htm>. Acesso em: 08 out. 2019.

_____. Decreto-Lei nº 6. 353, de 16 de janeiro de 2008. Regulamenta a contratação de energia de reserva e da outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2008. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2007-2010/2008/Decreto/D6353.htm
Acesso em: 13 set. 2019.

_____. Lei nº 11. 977, de 7 de julho de 2009. Dispõe sobre o Programa Minha Casa, Minha Vida – PMCMV e da outras providências. **Diário Oficial da União**, Brasília, Distrito Federal, 2009. Disponível em:
<http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/ Ato2007-2010/2009/Lei/L11977.htm Acesso em: 05 dez. 2019.

_____. Ministério do Planejamento. **11º Balanço Completo do PAC - 4 anos (2007 a 2010)**. 2012. Disponível em: < <http://www.pac.gov.br/sobre-o-pac/publicacoesnacionais>>. Acesso em: 04 dez. 2019.

_____. Ministério do Planejamento. **11º Balanço Completo do PAC 2- 4 anos (2011 a 2014)**. 2014. Disponível em: < <http://www.pac.gov.br/sobre-o-pac/publicacoesnacionais>>. Acesso em: 04 dez. 2019.

_____. Ministério do Planejamento. **7º Balanço do PAC - 4 anos (2015 a 2018)**. 2018. Disponível em: <<http://www.pac.gov.br/sobre-o-pac/publicacoesnacionais>>. Acesso em: 04 dez. 2019.

_____. Ministério da Economia. **Pró-Infra**. 2019a. Disponível em:
<http://www.mdic.gov.br/images/REPOSITORIO/Livreto_Pro-Infra.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2019.

_____. Ministério da Economia. **Plano Pluri Anual 2020-2023**. 2019b. Disponível em:<https://www.camara.leg.br/internet/comissao/index/mista/orca/ppa/ppa_2020_2023/proposta/MensagemPres.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2019.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. **Review of Economic Studies**, v. 47, n. 1, p. 239-253, 1980. Disponível em:
<https://www.jstor.org/stable/2297111?casa_token=JuVP6UqXwIEAAAAA:oDj9lsL6r6JvRcN36YNiu3PGCI_uIij0EnV9okyANd1SPQ47FWAhFStwuwsz-_9iFISB47_5aq35D7MWxDh5FvSjHDhhA_NaUY85h20j6KJAqwQ5fOV>. Acesso em: 11 set. 2019.

BRUFÃO, C. A. **A relação entre crescimento econômico e as emissões de CO2: uma análise da curva de Kuznets Ambiental para países desenvolvidos e em desenvolvimento**. Dissertação de Mestrado, Universidade Estadual de Santa Maria. 2013. Disponível em: < <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/6623>>. Acesso em: 31 jan. 2020.

CABRAL, J. A.; LEGEY, L. F. L.; CABRAL, M. V. F. Electricity consumption forecasting in Brazil: A spatial econometrics approach. **Energy**, v. 126, p. 124-131, 2017. Disponível em:

<<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0360544217303638>>.
Acesso em: 23 jul. 2019.

CARVALHO, T. S.; ALMEIDA, E. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 40, n. 3, p. 587-615, 2010. Disponível em:
<http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0101-41612010000300004&script=sci_arttext>. Acesso em: 14 out. 2019.

CASTRO, T. E. **Políticas de segurança pública no Brasil sob o olhar da Economia do Crime**: os casos do PRONASCI e Programa Escola da Família. Tese de Doutorado, Universidade de São Paulo, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2019. Disponível em:
<<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-18072019-120846/en.php>>.
Acesso em: 12 set. 2019.

CEPEL- Centro de Pesquisa em Energia Elétrica. **Atlas do potencial eólico brasileiro**. 2002. Disponível em:
<http://www.cresesb.cepel.br/publicacoes/download/atlas_eolico/Atlas%20do%20Potencial%20Eolico%20Brasileiro.pdf>. Acesso em: 29 nov. 2019.

CHAGAS, A. L. S.; TONETO JR, R. Fatores determinantes do crescimento local: evidências a partir de dados dos municípios brasileiros para o período 1980-1991. **Pesquisa e Planejamento Econômico- PPE**, v. 33, n. 2, 2003. Disponível em: <<http://ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewFile/95/70>>. Acesso em: 10 out. 2019.

CLIFF, A.; ORD, K. Testing for spatial autocorrelation among regression residuals. **Geographical analysis**, v. 4, n. 3, p. 267-284, 1972. Disponível em:
<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1538-4632.1972.tb00475.x>>.
Acesso em: 03 set. 2019.

_____; _____. **Spatial process, models and applications**. Londres: Pion, 1981.

COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. de. Uma análise da hipótese da convergência para os municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 331-352, 2007. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402007000300003&script=sci_arttext>. Acesso em: 12 dez. 2018.

COLE, M. A.; RAYNER, A. J.; BATES, J. M. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. **Environment and development economics**, v. 2, n. 4, p. 401-416, 1997. Disponível em: <<https://www.cambridge.org/core/journals/environment-and-development-economics/article/environmental-kuznets-curve-an-empirical-analysis/B58C62C4A38CA2ADA8C20571342E11CD>>. Acesso em: 14 out. 2019.

COLUSSO, M. V. S.; PARRÉ, J. L.; ALMEIDA, E. S. Degradação ambiental e crescimento econômico: a curva de Kuznets Ambiental para o Cerrado. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 10, n. 3, 2012. Disponível em:
<<https://ageconsearch.umn.edu/record/161133/>>. Acesso em: 08 jan. 2019.

COPEL- Companhia Paranaense de Energia. Conselho Estadual de Energia do Estado do Paraná. **Modelagem energética do Paraná**. Curitiba: COPEL, 1982.

_____. **História da Energia no Paraná**. 2018a. Disponível em:
<<https://www.copel.com/hpcopel/root/nivel2.jsp?endereco=%2Fhpcopel%2Froot%2Fpagcopel2.nsf%2F0%2F938F473DCEED50010325740C004A947F>>. Acesso em: 09 dez. 2019.

_____. **Relatório Integrado 2018**. 2018b. Disponível em:
<[https://www.copel.com/hpcopel/root/sitearquivos2.nsf/arquivos/relato_integrado_2018/\\$FILE/Relato%20Integrado%20Copel%202018.pdf](https://www.copel.com/hpcopel/root/sitearquivos2.nsf/arquivos/relato_integrado_2018/$FILE/Relato%20Integrado%20Copel%202018.pdf)>. Acesso em: 12 dez. 2019.

CROISSANT, Y.; MILLO, G. **Panel Data Econometrics with R**. John Wiley and Sons, Incorporated, 2019. Disponível em:
<<http://dl.rasabourse.com/Books/Econometrics/%5BCroissant%5DPanel%20Data%20Econometrics%20with%20R%28rasabourse.com%29.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2020.

DU, L.; WEI, C.; CAI, S. Economic development and carbon dioxide emissions in China: Provincial panel data analysis. **China Economic Review**, v. 23, n. 2, p. 371-384, 2012. Disponível em:
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1043951X12000077?casa_token=qJtF45W4x-UAAAAA:LgXnU2eEAPREkqYxyY0VcBtynou_S-RKfsgkPxakOGbWyim3ldkcluXseQRnR7f-MUziifapC3wb>. Acesso em: 20 mai. 2020.

ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International regional science review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003. Disponível em:
<https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/0160017603253791?casa_token=i06-ahES3FgAAAAA:CtIKDev9pi0110rA3fJlhpRFOZgh3pnNQ1SVETNP_a_tseKy7e669vGCetCR02Vk1cAWchS7UmpNSHw>. Acesso em: 11 set. 2019.

_____. Dynamic spatial panels: models, methods and inferences. **Journal Geographical System**, n. 14, p. 5-28, 2012. Disponível em:
<<https://link.springer.com/article/10.1007/s10109-011-0158-4#citeas>>. Acesso em: 22 jul 2019.

_____. **Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels**. Heidelberg: Springer, 2014a.

_____. Matlab software for spatial panels. **International Regional Science Review**, n. 37, v. 3, p. 389-405, 2014b. Disponível em:
<https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/0160017612452429?casa_token=4e-zKf5h1nsAAAAA:Zoyc7rNQSWBc8Zb4yz_11vyBhfxtCEysn1HF1aextj7IiGVa-SI2jiGcHGrrS_A7RIDNWL-mCTrpAw>. Acesso em: 19 mai. 2020.

ELLERY Jr., R. G.; FERREIRA, P. C. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. **Revista Brasileira de Econometria**, Rio de Janeiro, v.116,

n.1, p.83-103, abr. 1996. Disponível em:
<<https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/439/000062981.pdf>>.
Acesso em: 12 dez. 2018.

ENERCONS. **Complexo Eólico Palmas II**, 2020. Disponível em:
<<http://enercons.com.br/2019/10/18/complexo-eolico-palmas-ii-e-aprovado-pela-alep-e-vai-para-sancao-do-governo/>>. Acesso em: 18 mai. 2020.

EPE- Empresa de Pesquisa Energética. **Consumo de Energia Elétrica**. 2018a.
Disponível em: <<http://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/consumo-de-energia-eletrica>>. Acesso em: 07 dez. 2018.

_____. **Anuário Estatístico de Energia Elétrica 2018, ano base 2017**. 2018b.
Disponível em: <<http://epe.gov.br/sites-pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/PublicacoesArquivos/publicacao-160/topico-168/Anuario2018vf.pdf>>. Acesso em: 13 nov. 2019.

FARIAS, L. M.; SELBITTO, M. A. Uso da energia ao longo da história: evolução e perspectivas futuras. **Revista Liberato**, v. 12, n. 17, p. 01-106, 2011. Disponível em:
<https://www.researchgate.net/profile/Miguel_Sellitto/publication/327431613_Uso_da_energia_ao_longo_da_historia_evolucao_e_perspectivas_futuras/links/5b995910a6fdcc59bf8de01b/Uso-da-energia-ao-longo-da-historia-evolucao-e-perspectivas-futuras.pdf>. Acesso em: 09 out. 2019.

FINGLETON, B. Estimates of time to economic convergence: an analysis of regions of the European Union. **International regional science review**, v. 22, n. 1, p. 5-34, 1999. Disponível em:
<<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/016001769902200102>>. Acesso em: 03 out. 2019.

_____. A generalized method of moments estimator for a spatial panel model with an endogenous spatial lag and spatial moving average errors. **Spatial Economic Analysis**, v. 3, n. 1, p. 27-44, 2008. Disponível em:
<<https://rsa.tandfonline.com/doi/full/10.1080/17421770701774922>>. Acesso em: 07 ago. 2019.

FLORAX, R. J. G. M.; GRAAFF, T. The performance of diagnostic tests for spatial dependence in linear regression models: a meta-analysis of simulation studies. In: **Advances in spatial econometrics**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2004. p. 29-65. Disponível em: <https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-662-05617-2_2>. Acesso em: 04 set. 2019.

FRANCISCO, C. M. Connecting renewable power plant to the Brazilian transmission power system. **The Institute of Brazilian Business and Public Management Issues**, 2012. Disponível em:
<<https://pdfs.semanticscholar.org/8ad6/2a6478b52d26ed5b7a09b73e96d955beff37.pdf>>Acesso em: 12 set. 2019.

FREITAS, M. A. V.; SOITO, J. L. S. Energia e recursos hídricos. **Parcerias Estratégicas**, v. 13, n. 27, p. 177-216, 2008. Disponível em: <

http://seer.cgee.org.br/index.php/parcerias_estrategicas/article/view/331>. Acesso em: 14 nov. 2019.

FREITAS, M. V.; GONÇALVES, E.; MONTENEGRO, R. L. G. Desigualdade tecnológica, convergência espacial e transbordamentos: uma análise por estados brasileiros (1990-2001). **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 4, n. 2, p. 1-18, 2010. Disponível em: <<https://www.revistaaber.org.br/rberu/article/view/48>>. Acesso em: 02 out. 2019.

GALOR, O. Convergence? Inferences from theoretical models. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1056-1069, 1996. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ej/article/106/437/1056/5159217>>. Acesso em: 24 set. 2019.

GALVÃO, J.; BERMAN, C. Crise hídrica e energia: conflitos no uso múltiplo das águas. **Estudos avançados**, v. 29, n. 84, p. 43-68, 2015. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-40142015000200043&script=sci_arttext>. Acesso em: 14 nov. 2019.

GASTALDO, M. M. Histórico da regulamentação do setor elétrico brasileiro. **O setor elétrico**, n. 36, p. 36-42, 2009.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. New York: Pearson, 7^a edition, 2012.

GOMES, A. C. S. et al. **BNDES 50 Anos e Histórias Setoriais: O Setor Elétrico**, 2002. Disponível em: <https://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/livro_setorial/setorial14.pdf>. Acesso em 07 out. 2019.

GOMES, L. S. F. **A demanda por energia elétrica residencial no Brasil: 1999-2006: uma estimativa das elasticidades-preço e renda por meio de painel**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Rio Preto, 2010. Disponível em: <<https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96131/tde-10052010-140223/en.php>>. Acesso em: 13 dez. 2018.

GROSSMAN, G. M.; KRUEGER, A. B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. **National Bureau of Economic Research**, n. 3914, 1991. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w3914>>. Acesso em: 14 out. 2019.

_____. Economic growth and the environment. **The quarterly journal of economics**, v. 110, n. 2, p. 353-377, 1995. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2118443.pdf?refreqid=excelsior%3A2fa800acb7cb8e9a52edc3a1961b575>>. Acesso em 14 out. 2019.

GUENA, A. M. O. **Avaliação ambiental de diferentes formas de geração de energia elétrica**. Dissertação (Mestrado em Ciências)- Universidade de São Paulo. 2007. Disponível em: <<https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/85/85134/tde-14052007-224500/pt-br.php>>. Acesso em: 28 dez. 2018.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH editora, 5ª Ed. 2011.

HAINING, R. **Spatial data analysis in the social and environment sciences**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

HANSEN, L. P. Grandes propriedades da amostra do método generalizado de estimadores de momentos. **Econometria: Jornal da Sociedade Econométrica**, p. 1029-1054, 1982. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912775?casa_token=MScP6EMftDcAAAAA:UXJINrBBamilCtpP4erXskcXCO8oR9ApEmCDq7F9LSk28_kkoQ5dHRq24qoEzrXEamNiTu0OZSIPPKB-BDDhJGxSTU3BKuYEJWzgCbcAhFTbklYC0vS3Q&seq=1#metadata_info_tab_contents>. Acesso em: 17 fev. 2020.

HAO, Y. et al. Does the Environmental Kuznets Curve for coal consumption in China exist? New evidence from spatial econometric analysis. **Energy Economics**, v. 114, p. 1214-1223, 2016. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0360544216311884>>. Acesso em: 14 dez. 2018.

_____.; PENG, H. On the convergence in China's provincial *per capita* energy consumption: New evidence from a spatial econometric analysis. **Energy Economics**, v. 68, p. 31-43, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988317303110>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

HARBAUGH, W. T.; LEVINSON, A.; WILSON, D. M. Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. **Review of Economics and Statistics**, v. 84, n. 3, p. 541-551, 2000. Disponível em: <<https://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/003465302320259538>>. Acesso em: 14 out. 2019.

HERRERIAS, M. J. World energy intensity convergence revisited: A weighted distribution dynamics approach. **Energy policy**, v. 49, p. 383-399, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030142151200554X>>. Acesso em: 13 dez. 2018.

HOYOS, R. E.; SARAFIDIS, V. Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. **The stata journal**, v. 6, n. 4, p. 482-496, 2006. Disponível em: <<https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/1536867X0600600403>>. Acesso em: 13 set. 2019.

HOUTHAKKER, H. S. Some calculations on electricity consumption in Great Britain. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)**, v. 114, n. 3, p. 359-371, 1951. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2980781?seq=1#metadata_info_tab_contents>. Acesso em: 03 out. 2019.

_____. Residential electricity revisited. **The Energy Journal**, v. 1, n. 1, p. 29-41, 1980. Disponível em: < <https://www.jstor.org/stable/41321452>>. Acesso em: 03 out. 2019.

_____; VERLEGER, P. K.; SHEEHAN, D. P. Dynamic demand analyses for gasoline and residential electricity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 2, p. 412-418, 1974. Disponível em: < <https://www.jstor.org/stable/1238776>>. Acesso em: 03 out. 2019.

HSIAO, C. et al. Maximum likelihood estimation of fixed effects dynamic panel data models covering short time periods. **Journal of econometrics**, v. 109, n. 1, p. 107-150, 2002. Disponível em: < <https://ideas.repec.org/a/eee/econom/v109y2002i1p107-150.html>>. Acesso em: 20 dez. 2019.

HUANG, J. et al. The convergence characteristics of China's carbon intensity: Evidence from a dynamic spatial panel approach. **Science of The Total Environment**, v. 668, p. 685-695, 2019. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048969719309234>>. Acesso em: 22 jul. 2019.

IBGE- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **IBGE Cidades**. Disponível em: <<https://cidades.ibge.gov.br/brasil/pr/indianopolis/panorama>>. Acesso em: 13 maio, 2020.

IPARDES. **Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social**. 2019.

JARDIM, C. H. A " crise hídrica " no Sudeste do Brasil: aspectos climáticos e repercussões ambientais. **Revista Tamoios**, v. 11, n. 2, 2015. Disponível em: <<https://www.e-publicacoes.uerj.br/index.php/tamoios/article/view/16517>>. Acesso em: 19 nov. 2019.

JOBERT, T.; KARANFIL, F.; TYKHONENKO, A. Convergence of *per capita* carbon dioxide emissions in the EU: legend or reality?. **Energy Economics**, v. 32, n. 6, p. 1364-1373, 2010. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988310000502>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

KAHRL, F.; ROLAND-HOLST, D. Energy and exports in China. **China Economic Review**, v. 19, n. 4, p. 649-658, 2008. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1043951X08000291>>. Acesso em: 30 out. 2019.

KARPINSKI, C. A energia elétrica no Paraná e os primeiros estudos de viabilidade energética no rio Iguaçu (1891-1913). **Esboços: histórias em contextos globais**, n. 20, v. 29, p. 49-67, 2013. Disponível em: <<https://periodicos.ufsc.br/index.php/esbocos/article/view/2175-7976.2013v20n29p49>>. Acesso em: 11 dez. 2019.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. **The Journal of Real Estate Finance and Economics**, v. 17, n. 1, p.

99-121, 1998. Disponível em:
<<https://link.springer.com/article/10.1023/A:1007707430416>>. Acesso em: 08 ago. 2019.

_____; _____. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International economic review**, v. 40, n. 2, p. 509-533, 1999. Disponível em: <file:///C:/Users/acer/Downloads/Kelejian_et_al-1999-International_Economic_Review.pdf>. Acesso em: 04 det. 2019.

KISHINAMI, R. **Impactos de mudanças na matriz elétrica brasileira**. Instituto Escolhas: 2017. Disponível em: <http://escolhas.org/wp-content/uploads/2017/04/FD_210x280mm_ENERGIA_14.pdf>. Acesso em: 08 out. 2019.

KLIER, T.; MCMILLEN, D. P. Clustering of auto supplier plants in the United States: generalized method of moments spatial logit for large samples. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 26, n. 4, p. 460-471, 2008. Disponível em: <<https://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1198/073500107000000188>>. Acesso em: 05 ago. 2018.

KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American Economic Review**, v. 45, n. 1, p. 1–28, 1955. Disponível em: <http://j-bradford-delong.net/teaching_folder/Econ_210c_spring_2002/Readings/Kuznets_Inequality.pdf> Acesso em: 10 out. 2019.

_____. Modern economic growth: findings and reflections. **The American Economic Review**, v. 63, n. 3, p. 247-258, 1973. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1914358?seq=1#metadata_info_tab_contents>. Acesso em: 10 out. 2019.

LA FUENTE, A. Convergence equations and income dynamics: the sources of OECD convergence, 1970–1995. **Economica**, v. 70, n. 280, p. 655-671, 2003. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1046/j.0013-0427.2003.00001.x>>. Acesso em: 10 out. 2019.

LEE, L. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1899-1925, 2004. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0262.2004.00558.x>>. Acesso em: 04 set. 2019.

LEE, C.; CHANG, C. Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: evidence from Taiwan. **Energy Economics**, v. 27, n. 6, p. 857-872, 2005. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988305000812>>. Acesso em: 13 dez. 2018.

LESAGE, J. P. An Introduction to Spatial Econometrics. **Revue d'économie industrielle**, nº 123, 2008. Disponível em: <<https://journals.openedition.org/rei/3887>>. Acesso em: 06 ago. 2019.

_____; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Chapman and Hall/CRC, 2009. Disponível em: <<https://www.taylorfrancis.com/books/9780429138089>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

LIDDLE, B. Electricity intensity convergence in IEA/OECD countries: aggregate and sectoral analysis. **Energy Policy**, v. 37, n. 4, p. 1470-1478, 2009. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421508007453>>. Acesso em: 30 out. 2019.

LORENZO, H. C. O setor elétrico brasileiro: passado e futuro. **Perspectivas**, São Paulo, p. 147-170, 2001. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/handle/11449/108151>>. Acesso em: 08 out. 2019.

LUZZATI, T.; ORSINI, M. Investigating the energy-environmental Kuznets curve. **Energy**, n. 34, v. 3, p. 291-300, 2009. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0360544208001758>>. Acesso em: 23 out. 2019.

MADDISON, D. Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach. **Journal of Environmental Economics and management**, v. 51, n. 2, p. 218-230, 2006. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0095069605000872>>. Acesso em: 25 out. 2019.

MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.; AZZONI, C. R. Spatial dependence and regional convergence in Brazil. **Photocopy, University of Illinois, Urbana, Illinois**, 2000. Disponível em: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.123.4279&rep=rep1&type=pdf>> Acesso em: 03 out. 2019.

MAGALHÃES, M. V.; KLEINKE, M. L. U. Projeção da População do Paraná: tendências e desafios. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 98, p. 27-43, 2000. Disponível em: <<file:///C:/Users/acer/Downloads/Dialnet-ProjecaoDaPopulacaoDoParana-4813413.pdf>>. Acesso em: 02 jun. 2020.

MAGALHÃES, M. B. **Paraná: política e governo**. Curitiba: (Col. História do Paraná, 2ª edição eletrônica) Seed, 2017. Disponível em: <http://bibliotecadigital.tse.jus.br/xmlui/bitstream/handle/bdtse/5317/2017_magalhaes_parana_politica_governo.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 11 dez. 2019.

MARENGO, J. A. et al. A seca e a crise hídrica de 2014-2015 em São Paulo. **Revista USP**, n. 106, p. 31-44, 2015. Disponível em: <<http://www.periodicos.usp.br/revusp/article/view/110101>>. Acesso em: 19 nov. 2019.

MARKANDYA, A.; PEDROSO-GALINATO, S.; STREIMIKIENE, D. Energy intensity in transition economies: is there convergence towards the EU average?. **Energy Economics**, v. 28, n. 1, p. 121-145, 2006. Disponível em: <

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988305001064>>. Acesso em: 25 out. 2019.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**, v. 15, n. 3, p. 31-52, 2005. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-63512005000300002&script=sci_arttext&tlng=es>. Acesso em: 13 dez. 2018.

MENG, M.; PAYNE, J. E.; LEE, J. Convergence in *per capita* energy use among OECD countries. **Energy Economics**, v. 36, p. 536-545, 2013. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988312002769>>. Acesso em: 13 dez 2018.

MI, Z. et al. Potential impacts of industrial structure on energy consumption and CO2 emission: a case study of Beijing. **Journal of Cleaner Production**, v. 103, p. 455-462, 2015. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0959652614005988>>. Acesso em: 30 out. 2019.

MILLO, G.; PIRRAS, G. splm: Modelos de dados de painel espacial em R. *Journal of Statistical Software*, v. 47, n. 1, p. 1-38, 2012. Disponível em: <https://scholar.googleusercontent.com/scholar?q=cache:baDSUMYJvWEJ:scholar.google.com/+splm:+Spatial+Panel+Data+Models+in+R&hl=pt-BR&as_sdt=0,5>. Acesso em: 15 jan. 2020.

_____. _____. **Econometric Models for Spatial Panel Data**. 2018. Disponível em: <<https://cran.r-project.org/web/packages/splm/splm.pdf>>. Acesso em: 15 jan. 2020.

MISHRA, V.; SMYTH, R. Convergence in energy consumption *per capita* among ASEAN countries. **Energy policy**, v. 73, p. 180-185, 2014. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421514003784>>. Acesso em: 30 out. 2019.

MOHAMMADI, H.; RAM, R. Cross-country convergence in energy and electricity consumption, 1971–2007. **Energy Economics**, v. 34, n. 6, p. 1882–1887, 2012. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988312001715>>. Acesso em: 25 out. 2019.

_____. _____. Convergence in energy consumption *per capita* across the US states, 1970–2013: An exploration through selected parametric and non-parametric methods. **Energy Economics**, v. 62, p. 404-410, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988316301712>>. Acesso em: 25 out. 2019.

MOULTON, B. R.; RANDOLPH, W. C. Alternative tests of the error components model. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 685-693, 1989. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1911059>>. Acesso em: 16 jan. 2020.

MORAIS, L. C. **Estudo sobre o panorama da energia elétrica no Brasil e tendências futuras**. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Universidade Estadual de São Paulo, Bauru-SP, 2015. Disponível em: <<https://repositorio.unesp.br/handle/11449/132645>>. Acesso em: 13 dez. 2018.

MORAN, Patrick AP. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society**. Series B (Methodological), v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2983777.pdf>>. Acesso em: 31 jul. 2019.

MUTL J.; PFAFFERMAYR, M. The Hausman Test in a Cliff and Ord Panel Model. **Econometrics Journal**, n. 14, p. 48-76, 2011. Disponível em: <<https://academic.oup.com/ectj/article-abstract/14/1/48/5060341>>. Acesso em: 18 dez. 2019.

NASREEN, S.; ANWAR, S. Causal relationship between trade openness, economic growth and energy consumption: A panel data analysis of Asian countries. **Energy Policy**, v. 69, p. 82-91, 2014. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421514000986?casa_token=k9MKixK9EIAAAAAA:b6Rzs7Aw3R_TnPLRkNEQAa1tZ0rqrufpxNLIKszfSyHTbi7U0TtJFa-rBfrSPYNmhHXTqgRoM4W2>. Acesso em: 20 mai. 2020.

NGUYEN-VAN, P. Energy consumption and income: A semiparametric panel data analysis. **Energy economics**, n. 32, v. 3, p. 557-563, 2010. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988309001522>>. Acesso em: 23 out. 2019.

OLIVEIRA, P. M.; GONÇALVES, E.; ALMEIDA, E. S. Existe convergência de patenteamento no Brasil?. **Revista Brasileira de Inovação**, v. 15, n. 2, p. 335-364, 2016. Disponível em: <<https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/rbi/article/view/8649133>>. Acesso em: 02 out. 2019.

OLIVEIRA, R. C. D. et. al. Desmatamento e crescimento econômico no Brasil: uma análise da curva de Kuznets ambiental para a Amazônia legal. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 49, n. 3, p. 709-739, 2011. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032011000300008&script=sci_arttext>. Acesso em: 14 out. 2019.

ORTEGA, M. R. **O Paraná na Era da Eletricidade**. A Era da Eletricidade, 2016. Disponível em: <<https://aeradaeletricidade.blogspot.com/2016/07/energia-parana.html>>. Acesso em: 12 dez. 2019.

PARANÁ. Decreto nº 11.671, de 16 de julho de 2014. Dispõe sobre o Programa Paranaense de Energias Renováveis. **Casa Civil do Estado do Paraná**, 2014. Disponível em: <<https://www.legislacao.pr.gov.br/legislacao/listarAtosAno.do?action=exibir&codAt o=124791&indice=3&totalRegistros=349&anoSpan=2018&anoSelecionado=2014&mesSelecionado=7&isPaginado=true>>. Acesso em: 18 mai. 2020.

_____. Decreto nº 8.673, de 23 de janeiro de 2018. Altera a redação de artigos do Decreto 11.671, de 16 de julho de 2014. **Casa Civil do Estado do Paraná**, 2018a. Disponível em:

<<https://www.legislacao.pr.gov.br/legislacao/listarAtosAno.do?action=exibir&codAto=189873&indice=2&totalRegistros=123&anoSpan=2018&anoSelecionado=2018&mesSelecionado=1&isPaginado=true>>. Acesso em: 18 mai. 2020.

_____. Decreto nº 11.538, de 05 de novembro de 2018. Trata sobre a criação do Projeto Smart Energy Paraná. **Casa Civil do Estado do Paraná**, 2018b. Disponível em:

<<https://www.legislacao.pr.gov.br/legislacao/pesquisarAto.do?action=exibir&codAto=210011&codTipoAto&tipoVisualizacao=alterado>>. Acesso em: 18 mai. 2020.

_____. Lei nº 19.595, de 12 de julho de 2018. Institui benefícios para incentivar o aproveitamento de energia elétrica produzida por microgeradores e minigeradores de energia distribuída. **Casa Civil do Estado do Paraná**, 2018c. Disponível em:

<<https://www.legislacao.pr.gov.br/legislacao/pesquisarAto.do?action=exibir&codAto=202386&indice=1&totalRegistros=44&dt=18.4.2020.17.57.50.131>>. Acesso em: 18 mai. 2020.

PEDROSA, B.; CÂMARA, G. Modelagem Dinâmica: conceitos básicos e exemplos de sistemas *In*: CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. (Orgs.). **Introdução a Modelagem Dinâmica Espacial**. Belo Horizonte: INPE, 2003, p. 1-41, (Capítulo 1). Disponível em: <

http://www.dpi.inpe.br/cursos/tutoriais/modelagem/cap1_conceitos.pdf>. Acesso em: 08 jan. 2019.

PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no Estado de Minas Gerais: 1975-2003. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 1, n. 1, 2007. Disponível em:

<<https://revistaaber.org.br/rberu/article/view/5>>. Acesso em: 02 out. 2019.

_____. et al. **Interdependência energética: uma análise inter-regional**. Juiz de Fora: Programa de Pós Graduação em Economia Aplicada, Faculdade de Economia, Universidade de Juiz de Fora, 2010. 1-21 p. (Texto para Discussão, n. 009/2010). Disponível em: <

http://www.ufjf.br/seminarios_ppge/files/2013/07/TD-009-2010-Perobelli_et_all.pdf>. Acesso em: 27 fev. 2020.

PESARAN, M. H. **General diagnostic tests for cross section dependence in panels**. 2004. Disponível em:

<https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=572504>. Acesso em: 10 set. 2019.

PIRES, J. C. L.; GOSTKORZEWICZ, J.; GIAMBIAGI, F. O cenário macroeconômico e as condições de oferta de energia elétrica no Brasil. **Textos para Discussão**, BNDES, Rio de Janeiro, n. 85, 2001. Disponível em:

<<https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/14251>>. Acesso em: 04 mar. 2020.

RAIHER, A. P. et al. Convergência da Produtividade Agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 517-

536, 2016. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0103-20032016000300517&script=sci_arttext&tlng=pt>. Acesso em: 25 set. 2019.

REY, S. J.; Montouri, B. D. US regional income convergence: A spatial econometric perspective. **Regional Studies**, 33(2), 143-156, 1999. Disponível em: <<https://rsa.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00343409950122945>>. Acesso em: 04 set. 2019.

RICHMOND, A. K.; KAUFMANN, R. K. Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions?. **Ecological economics**, n. 56, v. 2, p. 176-189, 2006. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0921800905000595>>. Acesso em: 23 out. 2019.

ROCHA, L. A.; KHAN, A. S.; LIMA, P. V. P. Nível tecnológico e emissão de poluentes: uma análise empírica a partir da curva de Kuznets ambiental. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 1, p. 21-47, 2013. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1413-80502013000100002&script=sci_arttext>. Acesso em: 14 out. 2019.

ROTHMAN, D. S.; BRUYN, S. M. Probing into the environmental Kuznets curve hypothesis. **Ecological Economics**, v. 25, p. 143-145, 1998. Disponível em: <<https://www.narcis.nl/publication/RecordID/oai:research.vu.nl:publications%2F158a40c3-1395-4309-96b1-595c95dee8ef>>. Acesso em: 10 outubro de 2019.

SAIDI, K.; HAMMAMI, S. The impact of CO2 emissions and economic growth on energy consumption in 58 countries. **Energy Reports**, v. 1, p. 62-70, 2015. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S235248471500013X>>. Acesso em: 05 mar. 2020.

SALA-I-MARTIN, X. The classical approach to convergence analysis. **The Economic Journal**, v. 106, n. 437, p. 1019-1036, 1995. Disponível em: <<https://repositori.upf.edu/bitstream/handle/10230/20871/117.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 09 out. 2019.

_____. **Apuntes de Crecimiento Económico**. Editora Antoni Brosch: Espanha, 2000.

SANTIAGO, F.S.; SOUZA, R.M. Consumo Industrial de Energia Elétrica nos Municípios de Minas Gerais: uma análise espacial para o ano de 2004. In: **VI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - VI ENABER**, 2008, Aracaju - SE. VI Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos - VI ENABER, 2008. Disponível em: <http://www.ufjf.br/poseconomia/files/2010/01/td_005_2008_Santiago_e_Souza_2008.pdf>. Acesso em 27 fev. 2020.

SANTOS, M. A. et al. Emissões de gases de efeito estufa por reservatórios de hidrelétricas. **Oecologia Brasiliensis**, v. 12, n. 1, p. 116-129, 2008. Disponível em: <<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2880904>>. Acesso em: 05 dez. 2019.

SANTOS, M. J.; SANTOS FILHO, J. I. Convergência das taxas de crimes no território brasileiro. **Revista Economia**, Brasília (DF), v. 12, n. 1, p. 131-147, 2011. Disponível em: <http://anpec.org.br/revista/vol12/vol12n1p131_147.pdf>. Acesso em: 02 out. 2019.

SANQUETTA, C. R. et al. Emissões de Dióxido de Carbono associadas ao consumo de energia elétrica no Paraná no período 2010-2014. **BIOFIX Scientific Journal**, v. 2, n. 1, p. 1-6, 2017. Disponível em: <<https://revistas.ufpr.br/biofix/article/viewFile/50095/31999>>. Acesso em: 10 dez. 2019.

SARGAN, J. D.; BHARGAVA, A. Maximum likelihood estimation of regression models with first order moving average errors when the root lies on the unit circle. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 799-820, 1983. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/1912159.pdf?refreqid=excelsior%3A6216b9cfb40512362d5e09e82b698fba>>. Acesso em: 20 jan. 2020.

_____. Testing for misspecification after estimating using instrumental variables. **Contributions to Econometrics: John Denis Sargan**, v. 1, p. 213-235, 1988. Disponível em: <<https://www.semanticscholar.org/paper/Testing-for-misspecification-after-estimating-using-Sargan/94d5068e51636857a2c9dcb8a34dd597d274c213>>. Acesso em: 17 fev. 2020.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, n. 1, p. 68-98, 2004. Disponível em: <https://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402004000100004&script=sci_arttext&tlng=pt>. Acesso em: 20 mai. 2020.

SELDEN, T. M.; SONG, D. Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions?. **Journal of Environmental Economics and management**, v. 27, n. 2, p. 147-162, 1994. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S009506968471031X>>. Acesso em: 14 out. 2019.

SILVA, B. G. **Evolução do setor elétrico brasileiro no contexto econômico nacional: uma análise histórica e econométrica de longo prazo**. 2011. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/86/86131/tde-12032012-091848/en.php>>. Acesso em: 04 out. 2019.

SOUZA, P. V. P. A energia elétrica e o desenvolvimento do Paraná. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n. 87, p. 65-87, 1996. Disponível em: <<https://dialnet.unirioja.es/ejemplar/375561>>. Acesso em: 09 dez. 2019.

STEGE, A. L. **Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010**. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2015.

Disponível em: < <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-21092015-170856/en.php> >. Acesso em: 13 dez. 2018.

STERN, D. I. The rise and fall of the environmental Kuznets curve. **World development**, v. 32, n. 8, p. 1419-1439, 2004. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X04000798>>. Acesso em: 25 out. 2019.

SURI, V.; CHAPMAN, D. Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. **Ecological economics**, v. 25, n. 2, p. 195-208, 1998. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0921800997001808>>. Acesso em: 11 out. 2019.

TIEPOLO, G. M. et al. Atlas de Energia Solar do Estado do Paraná- Resultados. **Revista Brasileira de Energia Solar**, v. 9, n. 1, p. 01-10, 2018. Disponível em: < <https://rbens.emnuvens.com.br/rbens/article/view/229> >. Acesso em: 12 dez. 2019.

TYSZLER, M. **Econometria espacial: discutindo medidas para a matriz de ponderação espacial**. Dissertação de mestrado, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006. Disponível em: < <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/2451> >. Acesso em: 05 set. 2019.

UHR, D. A. P.; CHAGAS, A. L. S.; UHR, J. G. Z. Demand for residential energy in Brazil revisited: a dynamic panel data approach. **The Empirical Economics Letters**, n.16, v.8, 2017. Disponível em: <https://www.researchgate.net/profile/Julia_Uhr/publication/320559696_Demand_for_Residential_Energy_in_Brazil_Revisited_A_Dynamic_Panel_Data_Approach/link/s/59edd8b04585158fe5340dfa/Demand-for-Residential-Energy-in-Brazil-Revisited-A-Dynamic-Panel-Data-Approach.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2019.

_____. Estimation of elasticities for electricity demand in Brazilian households and policy implications. **Energy policy**, n. 129, p. 69-79, 2019. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421519300758>>. Acesso em: 05 dez. 2019.

VICHI, F. M.; MANSOR, M. T. C. Energia, meio ambiente e economia: o Brasil no contexto mundial. **Química Nova**, São Paulo, v. 32, n. 3, p. 757-767, 2009. Disponível em: <http://bdpi.usp.br/bitstream/handle/BDPI/12309/art_VICHI_Energia_meio_ambiente_e_economia_o_Brasil_2009.pdf?sequence=1&isAllowed=y >. Acesso em: 28 dez. 2018.

ZHENG, X. et al. Identifying the determinants and spatial nexus of provincial carbon intensity in China: A dynamic spatial panel approach. **Regional environmental change**, v. 14, n. 4, p. 1651-1661, 2014. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007/s10113-014-0611-2>>. Acesso em: 29 jan. 2020.

ZILIO, M.; RECALDE, M. GDP and environment pressure: the role of energy in Latin America and the Caribbean. **Energy Policy**, v. 39, n. 12, p. 7941-7949, 2011. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421511007385>>. Acesso em: 25 out. 2019.

YANG, W.; LIU, Y. C.; MAI, C. C. How did Japanese exports evolve from 1995 to 2014? A spatial econometric perspective. **Japan and the World Economy**, v. 41, p. 50-58, 2017. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0922142516300858>>. Acesso em: 15 jan. 2019.

YORK, R. Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025. **Social science research**, v. 36, n. 3, p. 855-872, 2007. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0049089X06000524>>. Acesso em: 25 out. 2019.

WOOLDRIDGE, J. **Econometric Analysis of Cross–Section and Panel Data**. London: MIT press, 2002. Disponível em: <https://jrvargas.files.wordpress.com/2011/01/wooldridge_j-2002_econometric_analysis_of_cross_section_and_panel_data.pdf> Acesso em: 16 dez. 2019.

APÊNDICE

Quadro 6 - Municípios pertencentes aos *clusters* Alto-Alto e Baixo-Baixo referente ao consumo de energia elétrica *per capita* nos anos 2002 e 2016

2002		2016	
AA	BB	AA	BB
Maripá	Flor da Serra do Sul	Serranópolis do Iguaçu	Pinhalão
Marechal Cândido Rondon	Pinhal de São Bento	Matelândia	Jaboti
Quatro Pontes	Salgado Filho	São Jorge D'Oeste	São José da Boa Vista
Pato Bragado	Manfrinópolis	Itapejara D'Oeste	Santana do Itararé
Nova Santa Rosa	Sulina	Verê	Wenceslau Braz
Guaíra	Jaboti	Piraí do Sul	Fernandes Pinheiro
Mercedes	Pinhalão	Jaguariaíva	Ribeirão do Pinhal
Serranópolis do Iguaçu	Prudentópolis	Castro	Nova Fátima
Porto Amazonas	Nova Cantu	Iracema do Oeste	Santo Antônio do Paraíso
Lapa	Campina do Simão	Pitangueiras	Nova Santa Bárbara
Fazenda Rio Grande	Jardim Alegre	Arapongas	Sapopema
Pontal do Paraná	Laranjal	Tupãssi	São Jerônimo da Serra
Matinhos	Marquinho	Maripá	Prudentópolis
Ventania	Roncador	Marechal Cândido Rondon	Marquinho
Piraí do Sul	Manoel Ribas	Quatro Pontes	Cantagalo
Ponta Grossa	Pitanga	Pato Bragado	Mato Rico
Jaguariaíva	Cantagalo	Nova Santa Rosa	Candói
Castro	Nova Tebas	Mercedes	Barbosa Ferraz
	Boa Ventura de São Roque	Palotina	Boa Ventura de São Roque
	Diamante do Sul	Assis Chateaubriand	Diamante do Sul
	Mato Rico	São Manoel do Paraná	Ivaiporã
	Rio Branco do Ivaí		Rio Branco do Ivaí
	Cândido de Abreu		Godoy Moreira
	Palmital		Ivaí
	Campina da Lagoa		Laranjeiras do Sul
	Rosário do Ivaí		Cândido de Abreu
	Altamira do Paraná		Palmital
	Santa Maria do Oeste		Nova Laranjeiras
	Goioxim		Rosário do Ivaí
			Corumbataí do Sul
			Iretama
			Guaraniaçu
			Altamira do Paraná
			Santa Maria do Oeste
			Goioxim
			Reserva
			Nova Cantu
			Jardim Alegre
			Arapuã
			Laranjal
			Roncador

Fonte: Elaborado pela autora com base no Software Geoda.

Tabela 51- Modelo SDM de dados em painel estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica utilizando o consumo residencial de energia elétrica

Variáveis	MV (Erros Robustos)		GMM	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Ln unidades consumidoras residenciais/km ²	0,7906	0,0000	0,7795	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,0199	0,0070	0,0205	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,9600	0,0000	-0,9608	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,0212	0,0020	0,0249	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,0797	0,0000	0,0922	0,0000
Abertura comercial	0,0001	0,0270	0,0001	0,0063
Participação indústria PIB	0,0004	0,1180	0,0003	0,0249
W Ln unidades consumidoras residenciais/km ²	-0,2830	0,0000	-0,4265	0,0000
W Ln PIB <i>per capita</i>	0,0153	0,1330	0,0240	0,0000
W Ln densidade demográfica	0,4069	0,0000	0,6889	0,0000
W Ln empregos <i>per capita</i>	0,0060	0,5480	0,0208	0,0005
W Ln estabelecimentos ativos /km ²	-0,0502	0,0030	-0,0407	0,0000
W Abertura comercial	-0,0002	0,0170	-0,0002	0,0013
W Participação indústria PIB	0,0005	0,2100	0,00005	0,8265
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,3421	0,0000	0,5705	0,0000
LogLik	12165,08		0,0010	
AIC	-24298,16			
BIC	-24191,01			
Variance	0,0009			
R ² - within	0,9503			
R ² - between	0,8832			
R ² - overall	0,8966			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos utilizada. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo. Erros padrões Robustos.

Tabela 52- Modelo SDM de dados em painel estimado por MV e GMM para os determinantes do consumo de energia elétrica utilizando consumo não-residencial de energia elétrica

Variáveis	MV (Erros Robustos)		GMM	
	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Ln unidades consumidoras não-residenciais/km ²	0,4445	0,0000	0,4460	0,0000
Ln PIB <i>per capita</i>	0,1798	0,0000	0,1883	0,0000
Ln densidade demográfica	-0,6676	0,0000	-0,6482	0,0000
Ln empregos <i>per capita</i>	0,2159	0,0000	0,2163	0,0000
Ln estabelecimentos ativos/km ²	0,1642	0,0000	0,1825	0,0000
Abertura comercial	0,0003	0,0750	0,0003	0,1048
Participação indústria PIB	0,0092	0,0010	0,0086	0,1704
W Ln unidades consumidoras não-residenciais /km ²	-0,1338	0,0620	-0,2100	0,0000
W Ln PIB <i>per capita</i>	0,0008	0,9860	-0,0360	0,1469
W Ln densidade demográfica	0,3627	0,0010	0,3701	0,0000
W Ln empregos <i>per capita</i>	0,0417	0,3540	0,0027	0,9422
W Ln estabelecimentos ativos /km ²	-0,0722	0,2450	-0,1097	0,0000
W Abertura comercial	0,0000	0,9480	-0,0000	0,8959
W Participação indústria PIB	0,0039	0,0530	0,0017	0,1704
W Ln consumo energia <i>per capita</i> (ρ)	0,1750	0,0000	0,3494	0,0000
LogLik	3677,08		0,0171	
AIC	-7322,16			
BIC	-7215,00			
Variance	0,0169			
R ² - within	0,7451			
R ² - between	0,3705			
R ² - overall	0,4303			

Fonte: Elaborada pela autora com base nos Softwares R e Stata.

Nota: Matriz k3 vizinhos utilizada. Controle de efeitos fixo para indivíduo e tempo. Erros padrões Robustos.