

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

WENDELL CASSEMIRO DA SILVA

CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO:
UMA ANÁLISE SOCIOECONÔMICA COMPARADA.

PONTA GROSSA
2021

WENDELL CASSEMIRO DA SILVA

CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO:
UMA ANÁLISE SOCIOECONÔMICA COMPARADA.

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do grau de Mestre em Economia, no Programa de Pós-Graduação em Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, da Universidade Estadual de Ponta Grossa.

Orientadora: Profa. Dra. Augusta Pelinski Raiher.

PONTA GROSSA
2021

S586 Silva, Wendell Cassemiro da
Consumo de energia elétrica em baixa tensão: uma análise socioeconômica comparada / Wendell Cassemiro da Silva. Ponta Grossa, 2021.
178 f.

Dissertação (Mestrado em Economia - Área de Concentração: Economia),
Universidade Estadual de Ponta Grossa.

Orientadora: Profa. Dra. Augusta Pelinski Raiher.

1. Econometria Espacial. 2. Energia elétrica. 3. Análise regional. 4.
Consumo. I. Raiher, Augusta Pelinski. II. Universidade Estadual de Ponta Grossa.
Economia. III.T.

CDD: 330.12



UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
Av. General Carlos Cavalcanti, 4748 - Bairro Uvaranas - CEP 84030-900 - Ponta Grossa - PR - <https://uepg.br>

TERMO

WENDELL CASSEMIRO DA SILVA

CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA EM BAIXA TENSÃO: UMA ANÁLISE SOCIOECONÔMICA COMPARADA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Estadual de Ponta Grossa, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Economia.

Ponta Grossa, 01 de Fevereiro de 2021.

BANCA EXAMINADORA:

Prof^ª. Dr^ª. Augusta Pelinski Raiher - Universidade Estadual de Ponta Grossa

Prof. Dr. Alysson Luiz Stege - Universidade Estadual de Ponta Grossa

Dr. Cláudio Elias Carvalho - Agência Nacional de Energia Elétrica



Documento assinado eletronicamente por **CLAUDIO ELIAS CARVALHO, Usuário Externo**, em 02/02/2021, às 09:39, conforme art. 1º, III, "b", da Lei 11.419/2006.



Documento assinado eletronicamente por **Alysson Luiz Stege, Professor(a)**, em 02/02/2021, às 09:59, conforme art. 1º, III, "b", da Lei 11.419/2006.



Documento assinado eletronicamente por **Augusta Pelinski Raiher, Professor(a)**, em 03/02/2021, às 16:20, conforme art. 1º, III, "b", da Lei 11.419/2006.



A autenticidade do documento pode ser conferida no site <https://sei.uepg.br/autenticidade> informando o código verificador **0389211** e o código CRC **CD57D78E**.

Dedico à Keyla e Fernanda.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por tudo. Em especial, por ouvir minhas preces pela saúde e unidade de minha família.

À minha orientadora, Profa. Dra. Augusta Pelinski Raiher, pela energia, paciência e direcionamentos necessários à conclusão desse trabalho. Definição de produtividade atualizada em meu vocabulário pessoal.

Aos membros da banca, Prof. Dr. Alysso Luiz Stege e Dr. Claudio Elias Carvalho, pela leitura, críticas e sugestões.

Aos colegas de mestrado, André Dias, Giovana Budny, Joana Darc Honesko, Luzia Antunes e Suelen Wendler. Sem parceria, tribulações pessoais e acadêmicas teriam sido muito mais difíceis.

À minha filha, Fernanda. Sua alegria e entusiasmo geram em mim o desejo por dar o melhor. Que o exemplo seja a maior de minhas contribuições para sua formação pessoal.

À minha amada Keyla (Branca). Pela disposição em mudar de sua terra natal, onde vivem todos os seus parentes. Pelo auxílio com leituras e traduções. Pela inestimável companhia em todos os momentos da minha vida. Por acreditar em meus sonhos. Por trazer-me à realidade quando o cansaço ou as dúvidas embaraçavam minha mente.

Aos colegas, Aline Souza, André Neves, Denis Januzzi, Leonardo Rodrigues, Mateus Ferreira e Richard Paixão, por conduzirem nossas atividades com duas mãos a menos em alguns momentos.

Aos colegas, Alexandre Tsuchiya, Diego Brancher, Eules Teixeira, Felipe Moraes e Graciele Rodrigues, pelo auxílio técnico, informações e debates que tanto auxiliaram essa pesquisa.

A meus pais, irmãos, demais amigos e parentes, pela torcida.

“Antes de acessar a verdade pela razão, você pode acessá-la pela intuição. Por isso, quando perceber a inquietude que dela advém, conceda-lhe atenção, decifre seus sinais.”

Pe. Fábio de Melo

RESUMO

SILVA, W. C. **Consumo de energia elétrica em baixa tensão: uma análise socioeconômica comparada**. Orientadora: Augusta Pelinski Raiher. Ponta Grossa, 2021. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Ponta Grossa. Ponta Grossa, 2021.

O objetivo do presente estudo foi analisar os determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os municípios do Ceará e do Paraná, no período de 2005 a 2016, com foco nos efeitos econômicos e sociais, bem como naqueles ocasionados pelo transbordamento espacial dos referidos determinantes. Para isso, foram estimados quatro modelos. O primeiro considerou os determinantes marshallianos mais relevantes (preço e renda). O segundo considerou avaliar o impacto do desenvolvimento humano sobre a referida demanda. O terceiro modelo verificou os níveis de influência das três dimensões do desenvolvimento humano (saúde, educação e renda). Por fim, o último modelo observou o impacto da variação da quantidade de empresas nos setores industrial, serviços e agrícola para a referida demanda. Para se alcançar os objetivos da pesquisa, foi utilizada a técnica econométrica-espacial, com dados em painel. Os resultados da distribuição espacial e da evolução do consumo demonstraram a existência de dependência espacial, razão pela qual seu não tratamento pode resultar em estimativas viesadas, o que foi comprovado na comparação com modelos a-espaciais. Foi verificada ainda a formação de *clusters* baixo-baixo nos municípios do interior de ambos os estados. Esse fato demonstra a importância do desenvolvimento de políticas de fortalecimento da dinâmica econômica do interior de ambos os Estados. Para o primeiro modelo, constatou-se que a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão para o estado menos desenvolvido (Ceará) foi elástica ao preço, razão que comprova a importância da tarifária social de energia elétrica para a população hipossuficiente dos municípios dessa região. Ainda, se comprovou que os efeitos indiretos se aproximam dos efeitos diretos na região onde os níveis de renda e desenvolvimento são mais elevados. O segundo modelo comprovou que o desenvolvimento humano foi mais significativo na determinação da referida demanda no estado mais desenvolvido (Paraná), onde é mais elevado. Foi possível verificar ainda que os efeitos espaciais do desenvolvimento humano são maiores que seus efeitos locais no Estado menos desenvolvido, sugerindo que ampliações desse indicador possuem efeitos espaciais decrescentes. O terceiro modelo comprovou que, no Ceará, apenas o subíndice de desenvolvimento humano relativo à educação se mostrou significativo localmente; no Paraná, educação e renda mostraram-se relevantes. Por fim, o último modelo demonstrou que a variação do número de empresas em todos os setores é significativa para influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão em ambos os Estados. As diferenças estão no nível de impacto de tal variação serem maiores e mais significativas no Estado do Paraná, bem como os efeitos espaciais são maiores que os efeitos locais no Estado menos desenvolvido.

Palavras-chave: Análise Regional, Consumo, Econometria Espacial e Energia Elétrica.

ABSTRACT

SILVA, W. C. **Consumo de energia elétrica em baixa tensão: uma análise socioeconômica comparada**. Orientadora: Augusta Pelinski Raiher. Ponta Grossa, 2021. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Ponta Grossa. Ponta Grossa, 2021.

The objective of the present study was to analyze the determinants of low-voltage electricity consumption between the municipalities of Ceará and Paraná, in the period from 2005 to 2016, focusing on the economic and social effects, as well as on those caused by the spatial spillover of these determinants. To this end, four models were estimated. The first considered the most relevant Marshallian determinants (price and income). The second considered evaluating the impact of human development on said demand. The third model checked the influence levels of the three dimensions of human development (health, education, and income). Finally, the last model observed the impact of the variation in the quantity of companies in the industrial, services, and agricultural sectors on this demand. To achieve the research objectives, the econometric-spatial technique was used, with panel data. The results of the spatial distribution and the evolution of consumption demonstrated the existence of spatial dependence, which is why its non-treatment can result in biased estimates, which was proven in the comparison with a-spatial models. The formation of low-low clusters was also verified in the inland municipalities of both states. This fact demonstrates the importance of developing policies to strengthen the economic dynamics of the interior of both states. For the first model, it was found that the sensitivity of the demand for low voltage electricity for the least developed state (Ceará) was price elastic, which proves the importance of the social tariff for electricity for the low income population in the municipalities of this region. It was also shown that the indirect effects are close to the direct effects in the region where income and development levels are higher. The second model proved that human development was more significant in determining this demand in the most developed state (Paraná), where it is higher. It was also possible to verify that the spatial effects of human development are greater than its local effects in the less developed state, suggesting that increases in this indicator have decreasing spatial effects. The third model proved that in Ceará, only the sub-index of human development relative to education was locally significant; in Paraná, education and income were relevant. Finally, the last model demonstrated that the variation in the number of firms in all sectors is significant in influencing low voltage electricity consumption in both states. The differences are in the level of impact of such variation being larger and more significant in the State of Paraná, as well as the spatial effects being larger than the local effects in the less developed State.

Keywords: Regional Analysis, Consumption, Spatial Econometrics and Electric Energy.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1	— Composição do novo ambiente de prestação de serviços públicos após reforma administrativa do Estado brasileiro.....	26
FIGURA 2	— Caminho da energia elétrica no modelo institucional brasileiro.....	35
FIGURAS 3.a e 3.b	— Conceito de elasticidade a partir da variação do preço (ϵ_p) e da renda (ϵ_m).....	40
FIGURA 4	— Solução monopolística e peso morto.....	47
FIGURA 5	— Estrutura de composição da Tarifa de Fornecimento de energia elétrica.....	48
FIGURA 6	— Forma de associação por contiguidade do tipo Rainha.....	64
FIGURA 7	— Associação espacial de modelagens a-espaciais.....	69
FIGURA 8	— Associação espacial do Modelo de Defasagem Espacial (SAR).....	70
FIGURA 9	— Associação espacial do Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM).....	71
FIGURA 10	— Associação espacial do Modelo de Durbin Espacial (SDM).....	72
FIGURA 11	— Associação espacial do Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM).....	73
FIGURA 12	— Organograma do processo de estimação de cada modelo.....	105
FIGURA 13	— Distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos municípios do Ceará e do Paraná - 2005 e 2016.....	109
FIGURA 14	— Mapa de <i>clusters</i> espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos municípios do Ceará e Paraná - 2005 e 2016.....	111
GRÁFICO 1	— Consumo de energia elétrica pelas principais classes de consumo (Brasil) – 1994 a 2019.....	29
GRÁFICO 2	— Variação (%) acumulada da capacidade instalada e do consumo de energia elétrica no Brasil – 1994-2019.....	30
GRÁFICO 3	— Variação trimestral do PIB brasileiro no período 2001-2019, a preços de 2010.....	32
GRÁFICO 4	— Variação trimestral do PIB brasileiro por setor no período 2001-2019, a preços de 2010.....	32

GRÁFICO 5	— Evolução da quantidade de municípios cearenses, por nível de desenvolvimento humano – 2005 a 2016.....	97
GRÁFICO 6	— Evolução da quantidade de municípios paranaenses, por nível de desenvolvimento humano – 2005 a 2016.....	98
GRÁFICO 7	— Variação (%) real do Produto Interno Bruto (PIB) – Brasil x Ceará x Paraná – 2005 a 2016.....	99
GRÁFICO 8	— Participação (%) dos setores econômicos no valor adicionado bruto para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	100
GRÁFICO 9	— Participação (%) dos setores econômicos no valor adicionado bruto para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	101
GRÁFICO 10	— Participação (%) dos consumidores que recebem benefícios tarifários no consumo total de energia elétrica em baixa tensão nos Estados do Ceará e Paraná – 2005 a 2016.....	102
QUADRO 1	— Estrutura Tarifária.....	50
QUADRO 2	— Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos internacionais.	55
QUADRO 3	— Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos nacionais.....	58
QUADRO 4	— Modelos Espaciais a serem empregados para controle da dependência espacial.....	78
QUADRO 5	— Resumo dos modelos empíricos a serem empregados.....	89

LISTA DE TABELAS

TABELA 1	— Variação Trimestral do PIB brasileiro durante o período relativo à crise 2014-2016.....	32
TABELA 2	— Construção do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita por município.....	92
TABELA 3	— Estatísticas descritivas sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita – municípios do Ceará e do Paraná – 2005 e 2016.....	107
TABELAS 4 e 5	— Tabelas 4 e 5 – Índice de Hirschman-Herfindahl (HH) e indicadores de concentração não-espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos Estados do Ceará e Paraná – 2005 e 2016.....	108
TABELA 6	— <i>I de Moran</i> do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita – Ceará e Paraná - 2005 e 2016.....	110
TABELA 7	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	113
TABELA 8	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	115
TABELA 9	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	117
TABELA 10	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SAR sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	118
TABELA 11	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	122
TABELA 12	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	123

TABELA 13	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	125
TABELA 14	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	126
TABELA 15	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	129
TABELA 16	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	130
TABELA 17	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	133
TABELA 18	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	134
TABELA 19	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	137
TABELA 20	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.....	138
TABELA 21	— Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	141
TABELA 22	— Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.....	142

TABELA 23	— Estatística <i>I de Moran</i> dos resíduos dos modelos espaciais para o Estado do Ceará.....	145
TABELA 24	— Estatística <i>I de Moran</i> dos resíduos dos modelos espaciais para o Estado do Paraná.....	145
TABELA 25	— Qualidade do ajustamento entre modelos analisados – Ceará.....	148
TABELA 26	— Qualidade do ajustamento entre modelos analisados – Paraná.....	148

LISTA DE ABREVIATURAS

AEDE	Análise Exploratória de Dados Espaciais
ANEEL	Agência Nacional de Energia Elétrica
AIC	Critério de informação de Akaike
BIC	Critério de informação de Bayes (Critério Bayesiano de Schwartz)
CCEE	Comercialização de Energia Elétrica
CIP	Contribuição de Iluminação Pública
CMg	Custo Marginal
CMSE	Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico
Cofins	Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social
Firjan	Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro
HH	Índice de Hirschman-Herfindahl
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
ICMS	Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
IDH	Índice de Desenvolvimento
IFDM	Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
Iparades	Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social
Ipece	Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará
ML	Máxima Verossimilhança
MME	Ministério de Minas e Energia
MQ2S	Modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
ONS	Operador do Sistema Elétrico
PDRE	Plano Diretor de Reforma do Aparelho do Estado
PIB	Produto Interno Bruto
PIS	Programa de Integração Social
RC	Método de Coeficientes Aleatórios
RMg	Receita Marginal
SAMP	Sistema de Acompanhamento de Dados de Mercado para Regulação Econômica
SAR	Modelo de Defasagem Espacial
SEM	Modelo de Erro Autorregressivo Espacial
SCNT	Sistema de Contas Nacionais Trimestrais
SCR	Sistema de Contas Regionais
SDM	Modelo de Durbin Espacial
SDEM	Modelo de Durbin Espacial do Erro
SIE Brasil	Sistema de Informações Energéticas do Brasil
SIN	Sistema Interligado Nacional
TE	Tarifa de Energia
TSEE	Tarifa Social de Energia Elétrica
TUSD	Tarifa de Uso dos Sistemas de Distribuição
VAR-VCE	Modelo de Vetores Autorregressivos com Vetor de Correção de Erros
VIF	Fator de Inflação da Variância

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	17
2	BREVE HISTÓRICO DO SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO E DAS CRISES ECONÔMICAS ATÉ 2019.....	21
2.1	INÍCIO DA ATIVIDADE COMERCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL.....	21
2.2	GESTÃO DE UM MODELO MINIMAMENTE REGULAMENTADO...	22
2.3	O ESTADO EMPREENDEDOR, A ESTRUTURA VERTICAL E A EQUALIZAÇÃO TARIFÁRIA.....	23
2.4	O NOVO E O “NOVÍSSIMO” MODELO DE GESTÃO DO SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO.....	25
2.5	DINAMISMO REGULATÓRIO E ADAPTABILIDADE SETORIAL.....	27
2.6	CRISE DE OFERTA DE ENERGIA ELÉTRICA E CRISES ECONÔMICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA ATÉ 2019.....	29
3	NOÇÕES À ANÁLISE DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA.....	35
3.1	O PRODUTO ENERGIA ELÉTRICA.....	35
3.2	O CONCEITO DE ELASTICIDADE E OS DETERMINANTES DA DEMANDA.....	37
3.3	A QUESTÃO MONOPOLÍSTICA E A TARIFA DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL.....	40
4	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE OS DETERMINANTES DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA.....	53
5	METODOLOGIA.....	60
5.1	EFEITOS ESPACIAIS.....	61
5.2	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS.....	62
5.2.1	Matrizes de Pesos Espaciais (W).....	62
5.2.2	Estatística I de Moran.....	65
5.2.3	Indicador Local de Associação Espacial (Mapa de <i>Clusters</i> LISA).....	66
5.3	MODELAGEM DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL APLICADA À PESQUISA.....	67
5.3.1	Modelo de Defasagem Espacial (SAR).....	69
5.3.2	Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM).....	70
5.3.3	Modelo de Durbin Espacial (SDM).....	72
5.3.4	Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM).....	73

5.3.5	A estimação por Máxima Verossimilhança.....	73
5.3.6	A escolha do melhor modelo para controle da dependência espacial....	77
5.4	PAINEL DE DADOS.....	78
5.4.1	Modelo de Painel em Pooled.....	80
5.4.2	Modelo de Painel com Efeitos Fixos.....	81
5.4.3	Modelo de Painel com Efeitos Aleatórios.....	83
5.5	ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	84
5.5.1	Modelos Empíricos de Análise.....	85
5.5.2	Dados.....	89
5.5.3	Escolha dos espaços analisados.....	96
5.6	PROCEDIMENTOS DE ESTIMAÇÃO.....	102
6	ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	107
6.1	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS.....	107
6.2	RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS.....	112
6.3	RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM AS IMPLICAÇÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO.....	120
6.4	RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM SUBÍNDICES DE DESENVOLVIMENTO HUMANO.....	128
6.5	RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS.....	136
6.6	RESULTADOS COMPARATIVOS ENTRE OS MODELOS EMPREGADOS.....	143
	CONCLUSÃO.....	150
	REFERÊNCIAS.....	154
	APÊNDICE A - FORMAS DE ASSOCIAÇÃO ESPACIAL DAS MODELAGENS A-ESPACIAL E ESPACIAIS.....	165
	APÊNDICE B - PARTICIPAÇÕES DA AGRICULTURA, INDÚSTRIA E SERVIÇOS NO PIB DO BRASIL, CEARÁ E PARANÁ.....	166
	APÊNDICE C - FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS PARA O CEARÁ.....	167
	APÊNDICE D - FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS PARA O PARANÁ.....	168

APÊNDICE E- FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O CEARÁ.....	169
APÊNDICE F - FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O PARANÁ.....	170
APÊNDICE G - FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DIMENSÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O CEARÁ.....	171
APÊNDICE H - FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DIMENSÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O PARANÁ.....	172
APÊNDICE I – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS PARA O CEARÁ.....	173
APÊNDICE J – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS PARA O PARANÁ.....	174
APÊNDICE K - LISTAS DE MUNICÍPIOS PARANAENSES COM ALTO NÍVEL DE DESENVOLVIMENTO HUMANO EM 2005 E 2016.....	175
APÊNDICE L – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE SAÚDE – CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.....	176
APÊNDICE M – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE EDUCAÇÃO – CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.....	177
APÊNDICE N – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE EMPREGO E RENDA – CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.....	178

1 INTRODUÇÃO

Conforme Acemoglu e Robinson (2012, p. 46-48, tradução nossa), “grande parte da atual desigualdade mundial remonta ao final do século XVIII, tendo nascido no rastro da Revolução Industrial”. Essa desigualdade pode ser entendida como a consequência de processos heterogêneos em termos de acesso e desenvolvimento de dinâmicas econômicas mais favoráveis à ampliação das capacidades dos indivíduos e de seus processos produtivos. Na verdade, a desigualdade é uma característica econômica que só pode ser considerada um problema econômico se a parcela menos favorecida da sociedade estiver privada de condições mínimas de acesso aos bens e serviços essenciais à sua sobrevivência e bem-estar.

Esse entendimento está alinhado à noção estabelecida por Kuznets (1995), para quem o processo de evolução do desenvolvimento econômico condiciona uma ampliação inicial da desigualdade, contudo, a permanente evolução dos níveis de desenvolvimento tende a retrair a desigualdade no longo prazo – um processo conhecido como curva em U invertida.

Nesse sentido, é necessário perceber que as diferenças nos processos evolutivos em termos de desenvolvimento econômico acabam se traduzindo em evidentes disparidades no que se refere ao consumo, em especial nas regiões menos desenvolvidas, onde, inclusive, pode haver deficiência de acesso e consumo a itens considerados essenciais, como a energia elétrica.

A abordagem tradicional de análise de consumo de energia elétrica, como será oportunamente comentado no decorrer deste trabalho, baseia-se essencialmente em dois determinantes da dinâmica desse mercado: o preço e a renda. Todavia, em um país como o Brasil, a análise quanto à sensibilidade do consumo de energia elétrica deve, entre outros pontos, focar nos determinantes sociais da demanda por esse bem.

Um aspecto analítico importante nesse sentido é a verificação do nível de desenvolvimento que, como comentado, pode ocasionar diferentes graus de desigualdade. Numa abordagem mais complexa, focando não apenas na geração de renda e riqueza, mas também no bem-estar na população, tem-se o desenvolvimento humano, o qual também pode resultar em desigualdades díspares conforme o seu grau de amadurecimento. O seu conceito foca na análise das condições de vida dos indivíduos e mensura formas de se avaliar ao longo do tempo as condições de saúde,

renda e educação, o que o torna um indicador socioeconômico relevante. Em outras palavras, o desenvolvimento humano, diferentemente da verificação do nível de desigualdade, é capaz de demonstrar objetivamente as condições sociais e econômicas dos indivíduos. Essa visão é corroborada por Seth e Villar (2017), para os quais o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) tornou-se um indicador popular e de papel importante para a formulação de políticas públicas.

Dentro do escopo da presente pesquisa, Niu *et al.* (2013) verificaram ainda que existe relação de causalidade bidirecional entre os subíndices de desenvolvimento humano (saúde, educação e renda) e o consumo de energia elétrica, razão pela qual concluíram pela necessidade de incluir o fomento de acesso à energia elétrica como meio necessário à elevação do próprio desenvolvimento humano.

Para compreender como as sociedades evoluíram em termos de desenvolvimento humano, faz-se necessário considerar a dinâmica de tal evolução e seus efeitos de transbordamento entre unidades espaciais, somado aos seus impactos na demanda por energia elétrica. Nesse sentido, como a dinâmica espacial ainda não foi amplamente debatida como variável de análise nos estudos acerca do consumo de energia elétrica, é intenção do presente trabalho cobrir essa lacuna com o uso da Econometria Espacial em nível de agregação municipal. Assim, uma das contribuições do presente trabalho está no impacto das alterações do desenvolvimento humano sobre a variação do consumo de energia elétrica em baixa tensão¹ ao longo dos municípios analisados. A própria análise em nível de baixa tensão é um avanço da presente pesquisa².

Inicialmente, é necessário estabelecer premissas de pesquisa relacionadas com o intuito de avaliar seus resultados. Primeiro, a inclusão da dinâmica de transbordamento espacial dos efeitos explicativos do consumo de energia elétrica entre as unidades analisadas intenciona trazer à análise possíveis divergências com relação à teoria estabelecida, uma vez que esse transbordamento ainda não foi incluído como critério analítico de forma ampla nos trabalhos da área. Depois, utilizar tal modelo e trazer eventual resultado divergente dos anteriores pode não ser muito

¹ Conforme ABNT NBR 5410 (Instalações elétricas de baixa tensão), redes de baixa tensão são circuitos elétricos alimentados sob tensão nominal igual ou inferior a 1.000 V em corrente alternada, com frequências inferiores a 400 Hz, ou a 1.500 V em corrente contínua.

² Na expressiva maioria dos trabalhos, a análise do consumo de energia elétrica é focada em classes de consumo (residencial, comercial, industrial, etc.). Exemplo de trabalhado dissidente nesse sentido é Rahman *et al.* (2018).

produtivo, caso não haja critério comparativo. Logo, estabelecer uma comparação entre unidades espaciais que sejam diferentes do ponto de vista de desenvolvimento humano parece ser uma solução elegante para essa questão. Assim, a utilização do critério comparativo é mais uma contribuição da presente pesquisa.

Outro ponto importante das condições de equilíbrio de uma economia cada vez mais interrelacionada é a questão dos impactos que as crises desse sistema geram para a economia de um país como um todo. As crises podem ter origem fora de um país e, mesmo assim, atingi-lo. Da mesma forma que, sendo criadas condições endógenas específicas em determinado setor e que o afetam negativamente, o equilíbrio da economia é abalado, inclusive, tendo impactos em setores não diretamente relacionados com aquele que gerou o desequilíbrio. Diante deste contexto, também será analisado o efeito das crises econômicas no consumo de energia elétrica dos municípios selecionados.

Assim, o objetivo geral da pesquisa é analisar os determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os municípios do Ceará e do Paraná, no período de 2005 a 2016, com foco nos efeitos econômicos e sociais, bem como naqueles ocasionados pelo transbordamento espacial dos referidos determinantes. A decisão por esse tipo de agregação, focada na estrutura vertical, foi realizada por não terem sido encontrados outros trabalhos com esse tipo de abordagem, bem como por se imaginar que uma análise que considera todas as classes de consumo conectadas a estruturas menos robustas pode exprimir níveis maiores de sensibilidade quanto aos determinantes do consumo de energia elétrica.

Como objetivos específicos da análise, tem-se: (i) realizar estudo comparativo para observar se as dinâmicas econômica e social em localidades com níveis de desenvolvimento humano diferentes podem ter considerações divergentes quanto aos seus efeitos no consumo de energia elétrica em baixa tensão. Este é um dos diferenciais da pesquisa; (ii) verificar o impacto que as variações da atividade econômica podem ter para o consumo de energia elétrica em baixa tensão, pois é notório imaginar, inicialmente, que existam consequências para o consumo do referido bem, a depender das variações da atividade econômica. Esta verificação objetiva avaliar os eventuais efeitos de crises econômicas para os Estados analisados; (iii) analisar a influência da principal política de distribuição de renda realizada pelo governo brasileiro no consumo de energia elétrica em baixa tensão. Esta meta está relacionada com os desígnios sociais da pesquisa; e (iv) mensurar os impactos de

cada setor econômico para o consumo de energia elétrica em baixa tensão, como meio de se identificar as diferenças regionais das áreas analisadas. Este objetivo está relacionado com os objetivos econômicos da análise.

Para alcançar os objetivos específicos, foram empregados quatro modelos diferentes. O primeiro empregará os determinantes clássicos (marshallianos) da demanda por energia elétrica (preço e renda), tendo por objetivos (i) identificar eventuais razões para não ter sido empregada a abordagem focada na estrutura vertical antes e (ii) ter uma leitura quanto às elasticidades preço e renda para o consumo de energia elétrica em baixa tensão com o uso da técnica econométrica-espacial. O segundo modelo terá o propósito de aferir o nível de sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão dadas as alterações no desenvolvimento humano municipal. Assim, além de se comparar dois Estados (Paraná e Ceará) com níveis de bem-estar diferentes, será testado o efeito propriamente dito do desenvolvimento humano em cada espaço. Para isso, considera-se também que, dentro de cada Estado, existe certa heterogeneidade. Em seguida, serão analisados os impactos dos subíndices de desenvolvimento humano (saúde, educação e renda), investigando possíveis efeitos individuais de cada uma das dimensões do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão, numa análise comparativa entre os estados analisados. Este modelo será estimado de forma a complementar os resultados apurados no segundo modelo. Por último, serão verificados os impactos de cada setor econômico (Industrial, Serviços e Agricultura) para a determinação do consumo de energia elétrica em baixa tensão.

Isto posto, esse trabalho está organizado em sete seções, incluindo esta introdução. Na segunda, é realizada uma contextualização histórica acerca das fases evolutivas do mercado de energia elétrica no Brasil, bem como se evidencia o dinamismo regulatório atual e as crises que afetaram o país no século XXI. Na seção 3 são tecidos comentários sobre noções técnicas, econômicas e legais atinentes à demanda por energia elétrica, bem como são caracterizados os principais determinantes da demanda por energia elétrica. Na sequência, são demonstrados os resultados de pesquisas empíricas sobre os determinantes da demanda por energia elétrica em trabalhos internacionais e nacionais. Na seção 5 é descrita a metodologia a ser empregada neste trabalho. Depois, são apresentados os resultados da pesquisa. Por último, é realizada a conclusão do trabalho.

2 BREVE HISTÓRICO DO SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO E DAS CRISES ECONÔMICAS ATÉ 2019

De forma a contextualizar o avanço das modificações da relação do Estado com a atividade de distribuição de energia elétrica no Brasil, faz-se *mister* analisar, preliminarmente, a evolução histórica do Setor Elétrico brasileiro (SEB), exemplificar seu atual modelo de dinamismo regulatório e os impactos que as crises da atividade econômica tiveram para os diversos setores da economia.

A necessidade de descrição desses fatos guarda relação com os conhecimentos necessários à condução da análise proposta, uma vez que demonstra como os preços da energia elétrica evoluíram para o modelo atual, da mesma forma que comprova a capacidade presente do governo em impulsionar soluções econômico-sociais, além de demonstrar a resiliência da atividade econômica em momentos de crise.

2.1 INÍCIO DA ATIVIDADE COMERCIAL DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Conforme Gomes *et al.* (2002), as primeiras atividades relacionadas com a energia elétrica no Brasil ocorreram em ações relacionadas com a iluminação e transporte públicos, ainda no século XIX. Contudo, o início da atividade comercial de energia elétrica no Brasil ocorreu por meio de um processo lento e difuso, a partir das necessidades empresariais de demanda por energia elétrica. Esse fato está alinhado, conforme Vieira (2005), com a evolução histórica da atividade verificada em outros países.

No tocante à forma como se iniciou esse processo, a realização de investimentos por meio do capital privado foi característica essencial, ficando o Estado com a função de firmar contratos que permitissem a realização de tais atividades. Para Gomes e Vieira (2009), essa fase se caracterizou por apresentar uma atividade monopolística privada. Não havia uma legislação que regulamentasse a atividade, apenas contratos municipais ou estaduais que a permitiam. Assim, como caracterizado por Pagliardi e Dias (2011, p. 78), “o que caracteriza institucionalmente a primeira fase da indústria elétrica brasileira é a ausência de uma legislação específica”.

Como esse processo inicial ocorreu sem uma coordenação em âmbito nacional, o mesmo foi realizado de maneira a atender às demandas municipalizadas à medida que as mesmas iam nascendo. Iannone (2006) verificou que esse processo partiu dos interesses das elites agrárias, que desejavam melhorar sua atividade, bem como em participar, juntamente com o capital político da época, dos serviços de iluminação pública. Posteriormente, o processo de constituição dos primeiros polos de produção e consumo de energia elétrica foi impulsionado pela atividade fabril que se formava.

Quanto ao preço estabelecido pelos serviços, os contratos iniciais limitavam-se a estabelecer mecanismos que suavizassem a perda financeira em virtude da desvalorização da moeda nacional naquele período. Como a totalidade das empresas que traziam a nova tecnologia para o país naquele momento eram estrangeiras e, por óbvio, havia necessidade de manterem negócios em vários países durante o processo de expansão da indústria elétrica no mundo, os contratos firmados no Brasil tinham cláusula que intencionava indexar a variação das tarifas à variação cambial, sendo que as tarifas eram estabelecidas parcialmente em papel-moeda e em ouro. (EL HAGE; FERRAZ; DELGADO, 2011).

2.2 GESTAÇÃO DE UM MODELO MINIMAMENTE REGULAMENTADO³

Conforme Gomes e Vieira (2009), após a Grande Depressão americana, o modelo agrário-exportador brasileiro entrou em crise e a industrialização passou a ser encarada como uma solução ao modelo então estabelecido. No Brasil, o início do processo de retomada econômica pós Grande Depressão ocorreu com a exclusão da cláusula-ouro nos contratos de energia elétrica (BRASIL, 1933).

Conforme Vieira (2005), a ausência de normativos capazes de ordenar os aproveitamentos hidráulicos favorecia as empresas já instaladas. Com isso, a publicação de Brasil (1934), conhecido como Código das Águas, levou à fase embrionária do sistema elétrico brasileiro para um modelo que melhor detalhou as atividades do setor e preocupou-se em avançar na questão tarifária. Obviamente, de

³ Para uma leitura mais atenta à evolução legal dos atos que impulsionaram alterações jurídicas, sugere-se a leitura dos trabalhos de Camargo (2005) e Souza (2005).

acordo com Gomes *et al.* (2002), as principais empresas já estabelecidas conduziram resistências isoladas.

Houve a transferência da titularidade da concessão para a União e a definição de critérios para a utilização dos potenciais hidráulicos sob análise do Governo, o que pode ser considerado, conforme Landi (2006), mesmo que primitivamente, como o primeiro projeto voltado para a gestão do setor elétrico com caráter nacional.

Os contratos passaram a identificar o ramo de atividade (geração, transmissão e distribuição) e, no país, iniciou-se a construção de pequenas ilhas de atendimento à demanda, podendo ser considerados pequenos sistemas independentes.

No tocante às tarifas, foi estabelecido o regime de custo do serviço e uma limitação à margem de retorno. Todavia, com o advento da II Guerra Mundial e, dadas as transformações introduzidas pelo Código das Águas, “as empresas congelaram investimentos e o ritmo de crescimento da capacidade instalada de geração se reduziu drasticamente” (LOSEKANN, 2003, p. 142).

2.3 O ESTADO EMPREENDEDOR, A ESTRUTURA VERTICAL E A EQUALIZAÇÃO TARIFÁRIA

Após o fim da II Guerra Mundial, a estrutura do setor encontrava-se deteriorada e com, a demanda reprimida, havia crescente necessidade de consumo. O Governo Dutra, conforme Landi (2006), não deu prioridade ao processo de industrialização e flexibilizou importações. Esse fato reduziu as reservas cambiais brasileiras e forçou um processo de industrialização não-intencional de bens leves. Nesse contexto, o Estado brasileiro viu a necessidade de mudança de rumos com vistas a subsidiar o processo industrial em curso. Com a eleição de Vargas, o país voltou sua atenção para a questão da infraestrutura. Foi instituída uma Comissão Mista Brasil-Estados Unidos com vistas, entre outros, a eliminar os estrangulamentos no setor de energia elétrica. Nesse interim, foi criado o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico – BDNE, que, conforme Landi (2006), foi essencial para o programa de reaparelhamento do setor.

Do ponto de vista de expansão, o setor de geração, por ser mais intensivo em capital e ter prazo de retorno mais longo, era o gargalo do setor. Assim, a dinâmica da evolução setorial tendeu a depender, cada vez mais, da atuação pública. Logo, foi

criada a Eletrobrás, que foi o marco da intervenção do Estado como provedor dos serviços.

Na questão tarifária, Brasil (1968) estabeleceu a noção de custo marginal para definição das tarifas e determinou uma estrutura de remuneração de acordo com a classe e níveis de tensão com finalidade de aderir o preço às características próprias de cada mercado e, assim, viabilizar as empresas economicamente. Como a aplicação direta de tarifas está relacionada com a atividade de distribuição, que se caracteriza como um serviço de transporte de energia, do ponto de vista mercadológico, as características estruturais dos serviços de distribuição funcionam como produtos diferentes e, portanto, devem ter em seus preços diferenciados.

Cabe observar que, grosso modo, existem essencialmente duas formas estruturais distintas: redes de alta e baixa tensão. Conforme Roselli e Tomaselli (2008), essa diferenciação de preços por nível de tensão é conhecida como estrutural vertical. As redes de alta tensão estão associadas a consumidores de grande porte, como indústrias de alta capacidade e shoppings, e as redes de baixa tensão a consumidores mais relacionados com maiores graus de dinâmica econômica, como residências, comércios, serviços e indústrias de pequeno porte. Logo, se encontra aqui uma das razões para o foco do presente trabalho estar nas redes de baixa tensão – é nesse tipo de estrutura de consumo de energia elétrica que se imagina estar maiores níveis de sensibilidade à dinâmica econômica.

Conforme Pires e Piccinini (1998), uma das consequências do processo centralizador das atividades energéticas pelo Estado brasileiro foi a edição de Brasil (1974), que instituiu a equalização das tarifas em todo o Brasil. A intenção dessa medida era proporcionar a todos os estados os benefícios dos recursos, uma vez que estavam concentrados nas regiões Sul e Sudeste. Todavia, essa lógica desconsiderou que as empresas possuíam custos diferentes e demandas heterogêneas entre si. O setor elétrico permaneceu sobre esse arranjo por cerca de 20 anos.

No entanto, no início do processo de redemocratização, devido ao processo hiperinflacionário, a tarifa mostrou-se insuficiente para cobrir os custos do serviço e permitir melhorias no sistema. Conforme Lopes (2011, p. 39), “os investimentos públicos que haviam atingido o seu ápice entre as décadas de 50 e 80, estavam esgotados”.

Para piorar a condição das empresas, dada a alta de preços, oriunda do processo hiperinflacionário, o governo utilizou-se das tarifas públicas como meio de

controlar o processo inflacionário. Kessler (2006, p. 57) verificou ainda que o modelo fortemente baseado na gestão estatal sofreu uma crise de eficiência gerencial.

Diante dessa condição macroeconômica restritiva⁴, as tarifas públicas passaram a ser utilizadas como instrumento de política monetária. Esse mecanismo, utilizado de forma insistente e discricionária pelo governo resulta em sinais contraditórios para o mercado, gerando, cada vez mais, sintomas de falta de credibilidade das empresas estatais, pela incapacidade de honrar compromissos.

Dessa forma, como bem observado por Pires e Piccinini (1998), verificou-se que o regime de custo do serviço e a equalização tarifária desincentivavam as empresas de distribuição a investir, serem eficientes e concorrerem contra o uso político de suas tarifas. Como consequência, o modelo entrou em colapso.

2.4 O NOVO E O “NOVÍSSIMO” MODELO DE GESTÃO DO SETOR ELÉTRICO BRASILEIRO

Conforme Pimenta (2010), a década de 1990 apresentou profundas mudanças para a estrutura administrativa brasileira, em especial para os setores de energia e telecomunicações. A inflação descontrolada no início da década de 1990 mostrou que os rumos do país careciam de ações que pusessem fim à estagnação da economia. Nessa mesma linha, Gabardo (2010, p. 31), salienta que “os anos 90 demonstravam o esgotamento do modelo de expansão do setor elétrico sustentado pelo governo”.

Nesse sentido, o Plano Diretor de Reforma do Aparelho do Estado (PDRE) culminou, como tendência das ações de eficiência administrativa das principais nações naquele momento⁵, em um novo modelo de intervenção estatal nas atividades econômicas. Teve início uma atuação do governo brasileiro com caráter essencialmente gerencial.

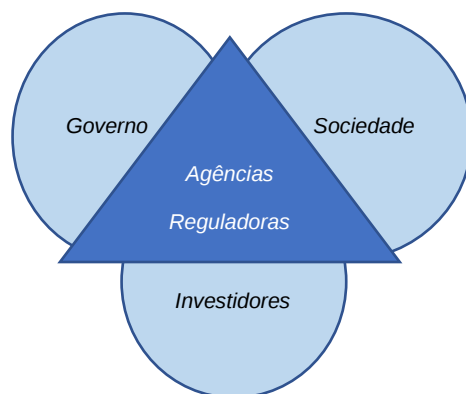
Apesar de o setor privado ter sido chamado a participar do processo de prestação de serviços públicos, o poder concedente, no caso o Estado, permanece como titular da obrigação. O que muda apenas é o formato de execução, ficando o

⁴ Para saber a respeito da conjuntura econômica do Brasil e detalhes dos planos de estabilização monetária colocados em prática na época, ver Portugal (1996).

⁵ É importante salientar que as reformas do setor elétrico se iniciaram na década de oitenta nos EUA, no Reino Unido, no Chile e na Nova Zelândia, e logo se alastraram pelo mundo afora. (HOCHSTETLER, 1998)

Governo como protetor dos interesses coletivos e o capital privado como prestador da atividade. Para mediar conflitos e regulamentar as atividades que não necessitavam mais ficar sob controle direto do Estado, foram criadas Agências Reguladoras, um elo entre as partes componentes do novo ambiente de negócios (ver Figura 1).

Figura 1 – Composição do novo ambiente de prestação de serviços públicos após reforma administrativa do Estado brasileiro.



Fonte: O autor.

Por meio de Brasil (1995a), conforme Alencar (2010), institui-se uma série de novas definições setoriais relativas à prestação de serviços públicos de energia elétrica. Em especial, foi definido o que seria o serviço adequado, pormenorizados os direitos e obrigações dos usuários e foram estabelecidas cláusulas para que o equilíbrio econômico-financeiro das concessões fosse mantido. Além disso, o novo modelo que se formaria estabeleceria remuneração por preço-teto e a regulação deste seguiria critérios que incentivassem a eficiência dos custos. Assim, a questão dos impactos inflacionários e outros decorrentes de situações excepcionalmente não previstas poderiam ser discutidas. Essa ação intencionou trazer segurança jurídica aos interessados na prestação dos serviços.

Com a edição de Brasil (1995b), conforme El Hage; Ferraz e Delgado (2011), foram formalizadas as condições para que o capital privado se incentivasse novamente pelo setor; foram criadas a figura do Consumidor Livre, uma espécie de demandante que pode negociar livremente o preço da energia sob certas condições, e; para viabilizar a expansão da oferta de energia elétrica, os Produtores Independentes de Energia Elétrica.

Para garantir as condições e o equilíbrio do novo modelo, regulando e fiscalizando as atividades de produção, transmissão, distribuição e comercialização

de energia elétrica, Brasil (1996) institui a Agência Nacional de Energia Elétrica – ANEEL.

Por meio de Brasil (1998), definiu-se que os agentes de geração e comercialização seriam competitivos, enquanto os prestadores do serviço de transmissão e distribuição efetuariam suas atividades como detentores de monopólio da atividade. Ainda, foi criado o Operador do Sistema Elétrico – ONS com finalidade de coordenar e controlar a operação das instalações de geração e transmissão de energia elétrica no Sistema Interligado Nacional (SIN) e planejar a operação dos sistemas isolados do país.

Fica evidente que o novo modelo setorial representou um avanço na questão do controle e planejamento, bem como propiciou condições para que o capital privado tivesse interesse em fazê-lo. Todavia, a crise de oferta de energia elétrica no final do ano de 2001 levou o Governo a rever sua estratégia.

Através de Brasil (2004), realizou-se uma série de mudanças com vistas a garantir o suprimento à demanda e a modicidade tarifária. Em especial, pode-se destacar como principais alterações: (i) a definição de contratação de compra em dois ambientes distintos: regulado e livre (Art. 1º); (ii) o estabelecimento de garantia de atendimento à demanda (Art. 2º); (iii) a criação da Câmara de Comercialização de Energia Elétrica – CCEE, com a finalidade de viabilizar a comercialização de energia elétrica (Art. 4º); (iv) a determinação para que se procedesse à desverticalização societária das empresas de distribuição, com vistas a proibir sua participação nas demais esferas de atividade do setor (Art. 8º); (v) a redefinição de atribuições entre o poder concedente e a ANEEL; e (vi) a criação do Comitê de Monitoramento do Setor Elétrico – CMSE, para acompanhar e avaliar permanentemente a continuidade e a segurança do suprimento.

Dessa forma, verifica-se que o “novíssimo” modelo institucional do setor elétrico intencionou garantir o atendimento da demanda, introduzindo um caráter planejador das atividades, bem como redefiniu as atribuições dos órgãos públicos com finalidade de reorganizar o setor.

2.5 DINAMISMO REGULATÓRIO E ADAPTABILIDADE SETORIAL

Como consequência do arranjo estabelecido por Brasil (1995a, 2004), o modelo tarifário estabelece mais flexibilidade e poder de atuação governamental para

contornar eventuais intempéries situacionais. Nesse sentido, existe uma série extensa de atualizações regulatórias e intervenções setoriais que podem ser citadas como eventos de atuação mais flexível da gestão tarifária pós modelo regulador. Como exemplo, pode-se citar a regulamentação da Conta-COVID.

No ano de 2020, uma crise sanitária afetou o mundo e o Brasil foi um dos países mais atingidos em termos econômico-sociais. Com a necessidade de se estabelecer o fechamento do comércio e da circulação de pessoas para diminuir a curva de contágio da doença, a parcela da população que não possui reserva financeira e seguridade social – essencialmente a parcela mais pobre da sociedade – viu sua já escassa condição de sobrevivência piorar. Para mitigar essa situação, o Governo Federal, tendo em vista a essencialidade da energia elétrica, determinou, por meio de Brasil (2020), que as pessoas em situação de vulnerabilidade social e consumo de energia elétrica inferior a 220 kWh teriam suas contas zeradas no período entre 1º de abril a 30 de junho de 2020, conforme Art. 2º do referido ato.

Obviamente, toda essa situação, além do já previsto aumento da inadimplência, resultaria em problema de liquidez para as empresas do setor. Como o modelo de atualização tarifária vigente prevê que eventuais custos adicionais e diferenças arrecadatórias sejam compensados no processo tarifário seguinte, o peso da crise sanitária seria arcado integralmente de uma única vez no processo tarifário de 2021.

Todavia, esse modelo não resolveria a questão financeira das empresas no curto prazo, bem como ensejaria um aumento desproporcional nas contas de energia elétrica em 2021, ano em que se espera uma mínima recuperação econômica. Dessa forma, com a regulamentação da Conta-COVID por ANEEL (2020c), as empresas passaram a contar com recursos para aliviar a situação financeira de curto prazo e os consumidores conseguiram diluir os custos da pandemia em um prazo de cinco anos.

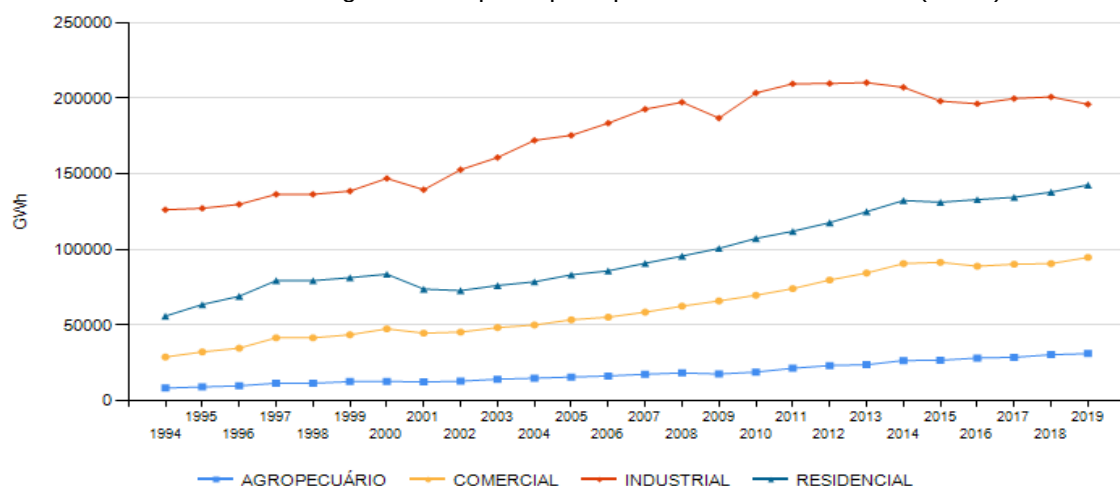
Fica claro que o modelo regulador possui mais dinamismo e que as condições de atuação da gestão tarifária são igualmente dinâmicas, podendo ser atribuídas a esta uma capacidade de constantes alterações com vistas a garantir o equilíbrio do setor e possibilitar mudanças regulatórias capazes de assegurar o acesso da população mais necessitada à energia elétrica em momentos excepcionais da condição social.

2.6 CRISE DE OFERTA DE ENERGIA ELÉTRICA E CRISES ECONÔMICAS NA ECONOMIA BRASILEIRA ATÉ 2019

O processo de crescimento econômico brasileiro está intimamente ligado com o consumo de energia elétrica por parte das empresas e indivíduos. Para aquelas, um insumo produtivo; para estes, algo necessário ao aumento de seu bem-estar. Schaeffer *et al.* (2003) verificaram que nas três últimas décadas do século XX houve aumento da participação do consumo industrial no total de energia elétrica consumida no Brasil. Esse fato está associado ao processo de industrialização brasileiro, iniciado no período Juscelino Kubitschek, que, à medida que se fortaleceu e consolidou em períodos seguintes, demandou maior oferta de energia às indústrias.

Como consequência dos processos de (i) diminuição de preços de eletrônicos e necessidade de fortalecimento da indústria, por ocasião da abertura comercial e da (ii) estabilização monetária e ampliação de linhas de créditos, proporcionadas pelo Plano Real, o consumo de energia elétrica aumentou para as principais classes de consumo no Brasil (ver gráfico 1). Esse fato ocorreu de forma concomitante com a implantação do novo modelo de gestão do setor elétrico brasileiro, instalado com a publicação de Brasil (1995a, 1995b).

Gráfico 1 - Consumo de energia elétrica pelas principais classes de consumo (Brasil) – 1994 a 2019.



Fonte: Sistema de Informações Energéticas do Brasil – SIE Brasil / MME.

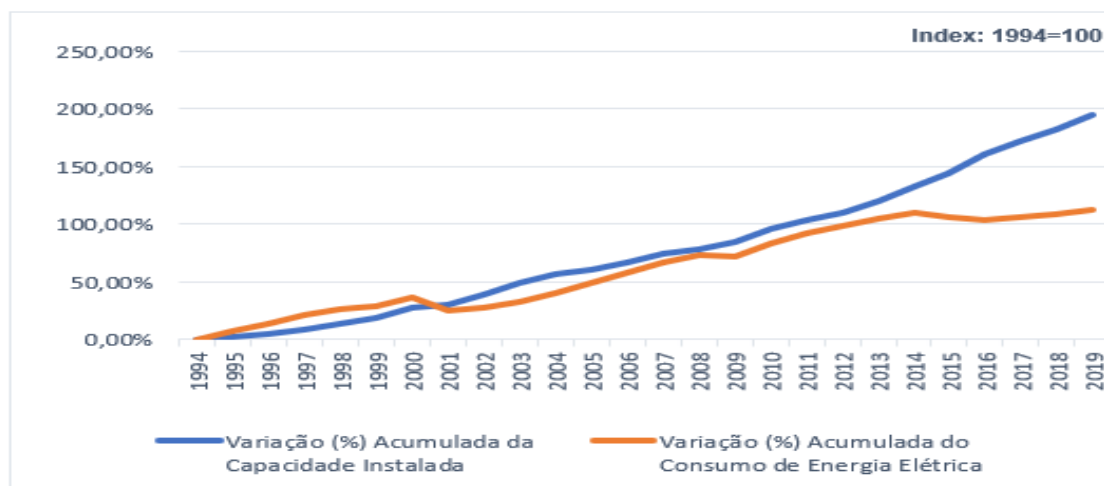
Contudo, o crescimento da capacidade instalada⁶ no período inicial do novo modelo de gestão do setor elétrico foi menor que o aumento do consumo de energia

⁶ Conforme definição verificada no site eletrônico da ANEEL (2020), capacidade instalada é o somatório das potências instaladas, concedidas ou autorizadas, das usinas de geração de energia

elétrica (ver período 1994-2000 no gráfico 2). Conforme Almeida e Pinto Júnior (2005, p. 6), “por vários anos, a insuficiente expansão da capacidade de geração foi parcialmente compensada pelo esgotamento dos reservatórios de água”. Esse fato, juntamente com a grave crise hídrica pela qual o país passou em 2001, levou o governo brasileiro a realizar uma série de restrições à demanda de curto prazo durante o segundo semestre de 2001 a fevereiro de 2002, enquanto se fomentavam soluções para a oferta de energia elétrica.

Importante frisar que o aumento do consumo de energia elétrica está associado também ao aumento da atividade produtiva, que, por sua vez, está relacionado com o aumento da renda dos indivíduos. Outro fato importante para esta análise está no fato de que o consumo de energia elétrica residencial está associado a graus mais elevados de bem-estar, uma vez que, como bem observaram Holanda *et al.* (2016), o consumo residencial de energia elétrica é realizado para atender à demanda por outras ampliações de consumo, como eletrodomésticos, eletrônicos, iluminação, refrigeração, aquecimento, entre outros.

Gráfico 2 – Variação (%) acumulada da capacidade instalada e do consumo de energia elétrica no Brasil – 1994-2019.



Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

Nota: dados organizados pelo autor.

Assim, no curto prazo, a demanda por energia elétrica nas residências pode ser considerada inelástica ao preço, uma vez que os processos inflacionários irão

elétrica em operação localizadas no sistema, definidas conforme legislação específica da ANEEL, e das capacidades autorizadas de importação de energia localizadas no sistema. Nesse somatório, não deve ser considerada a potência instalada relativa à Itaipu Binacional.

influenciar pouco na variação dos bens que o consumidor detém e que, diretamente, estão associados com o consumo de energia elétrica. Por sua vez, o consumo de energia elétrica por outras unidades consumidoras, como comércio, setor de serviços, agricultura e indústria são mais suscetíveis às variações de curto prazo econômico.

Outro ponto importante e que afeta a capacidade produtiva do país e, conseqüentemente, o consumo de energia elétrica, são as crises econômicas. Entre 2007 e 2018, o país sofreu com duas crises de natureza distintas. A primeira, relacionada com os impactos da crise internacional de 2008⁷. A segunda, conforme descreve Barbosa Filho (2017), mantém relação com as conseqüências que desarranjos⁸ de oferta e demanda tiveram para a economia brasileira. Marengo *et al.* (2015) salientam que a crise hídrica que afetou o país no período de 2014-2015 colaborou para ampliar os efeitos desta desordem macroeconômica.

Verifica-se, a partir do paralelo entre os gráficos 1, 2 e 3, que crises de origem externa (2008-2009) e interna (2014-2015) afetaram o PIB brasileiro e, paralelamente, embora com baixa intensidade, o consumo de energia elétrica. Esse comportamento direcional entre PIB e o consumo de bens essenciais está alinhado com a pesquisa realizada por Hirschle (2014, p. 1407, tradução nossa)⁹, para quem “a demanda e receitas de commodities essenciais permanecem mais ou menos estáveis à medida que o PIB aumenta”.

Contudo, cabe ressaltar que, além da origem, a duração das crises afetou os setores econômicos de forma diferente. A crise internacional de 2008 teve, efetivamente, impacto sobre a economia brasileira no ano seguinte, quando o país amargou uma retração de 5,68% durante os três primeiros trimestres deste ano. Durante todo o ano de 2009, o PIB brasileiro, em virtude do período recessivo, apresentou diminuição de 0,67%, tendo, portanto, recuperado 5,32% do produto no último trimestre do ano. Os setores agrícola e industrial apresentaram também três

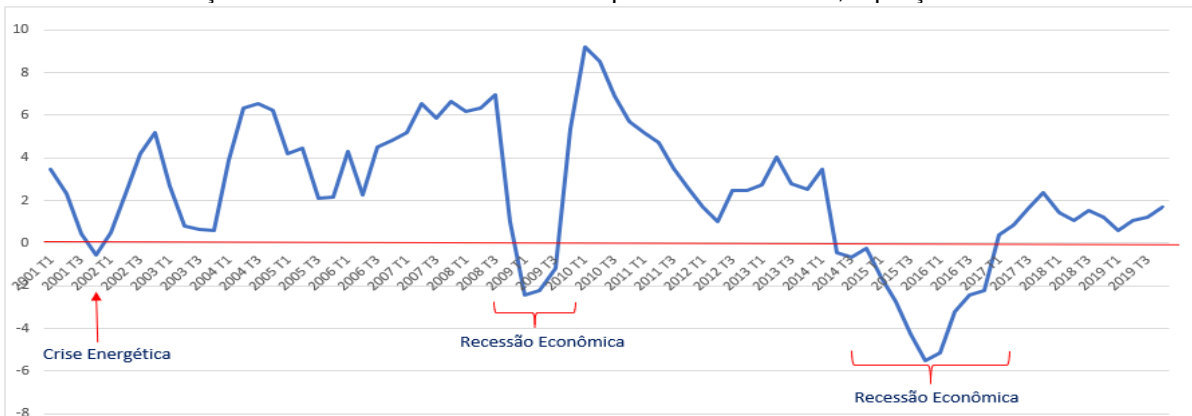
⁷ Conforme Maranhão, da Fonseca e Fraga (2016), a crise internacional de 2008 está relacionada com o colapso de hipotecas de alto risco do mercado imobiliário norte-americano.

⁸ Para o pesquisador, o desarranjo de oferta estava relacionado com a Nova Matriz Econômica, que se baseava em uma forte intervenção governamental (na SELIC, em preços administrados, direcionando investimentos e concedendo subsídios a setores específicos). Por sua vez, os desarranjos de demanda foram provenientes do esgotamento (i) da Nova Matriz Econômica, (ii) da sustentabilidade da dívida pública doméstica e (iii) do populismo dos preços administrados.

⁹ Cabe destacar que os efeitos pesquisados por Hirschle englobam, em sua maioria, países desenvolvidos: Alemanha, Áustria, Bélgica, Bulgária, Chipre, Eslováquia, Eslovênia, Finlândia, França, Irlanda, Letônia, Noruega, Polônia, Reino Unido, República Tcheca, Suécia e Suíça.

trimestres recessivos consecutivos. Contudo, foram afetados, em termos de magnitude, de forma diferente, conforme gráfico 4.

Gráfico 3 – Variação trimestral do PIB brasileiro no período 2001-2019, a preços de 2010.

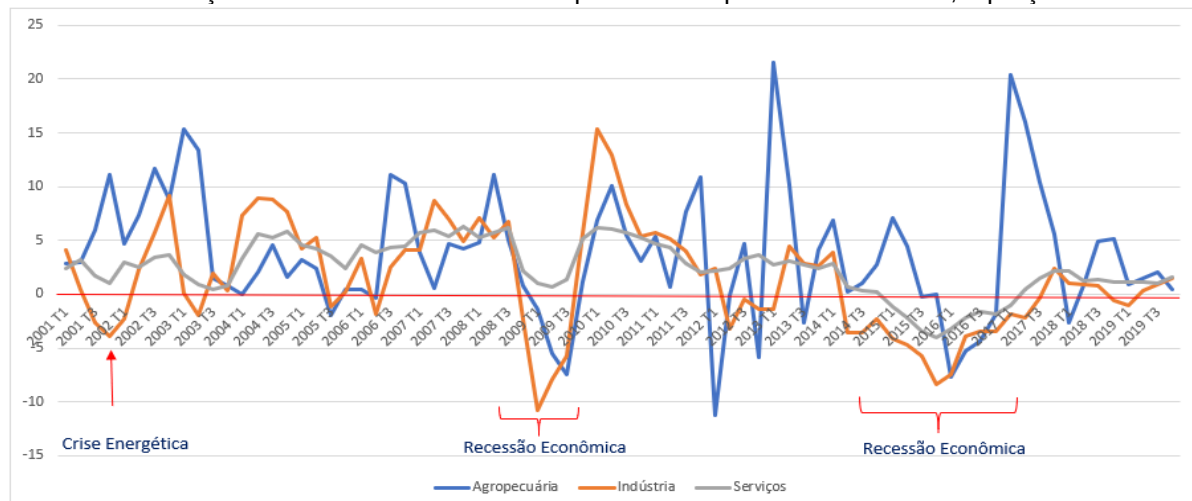


Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Nota: dados organizados pelo autor.

Durante o período recessivo de 2009, a agricultura teve retração de 13,82%, enquanto a indústria teve sua atividade reprimida em 22,64%. Deve-se observar que, da mesma forma como a indústria foi mais afetada em termos de retração, a recuperação do setor no último trimestre também foi mais elevada, 5,66% frente a 1,14% do setor agrícola. Enquanto isso, o setor de serviços não foi afetado quando a crise foi de origem externa, apresentando variação positiva de 3,11% durante o período recessivo e 8,40% durante todo o ano de 2009. Assim, o setor de serviços, durante os impactos da crise de 2008 no Brasil, funcionou como âncora positiva, suavizando os impactos da recessão.

Gráfico 4 – Variação trimestral do PIB brasileiro por setor no período 2001-2019, a preços de 2010.



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Nota: dados organizados pelo autor.

Quanto aos impactos da crise brasileira no período 2014-2016, salienta-se que no primeiro trimestre do ano de 2014, como pode ser visto na tabela 1, a economia brasileira encontrava-se aquecida. No restante do primeiro ano de crise de origem interna, o setor industrial foi o único que reagiu negativamente. No ano de 2015, pior período da economia brasileira no século XXI até então, diferentemente do que ocorreu quando a crise teve origem fora do país, o setor de serviços foi afetado negativamente. Por sua vez, a agricultura abrandou os impactos da queda em 2015, crescendo 11,68%.

Em 2016, todos os setores econômicos apresentaram perdas, sendo o setor agropecuário, que até então resistia à crise, o mais reativo, com queda de 17,97%. No primeiro trimestre de 2017, a economia brasileira saiu da recessão, majoritariamente em função da reversão da atividade agrícola, que cresceu 20,39% no referido trimestre. Cabe destacar que a atividade industrial demonstrou comportamento inercial da crise até o terceiro trimestre de 2017, quando caiu 0,37%.

Tabela 1 – Variação Trimestral do PIB brasileiro durante o período relativo à crise 2014-2016.

	Nacional	Agropecuária	Indústria	Serviços
2014 1T	3,47%	6,89%	3,88%	2,81%
2014 - Período recessivo ^a	-1,30%	4,05%	-9,12%	1,23%
2014	2,12%	11,22%	-5,60%	4,08%
2015	-13,44%	11,68%	-21,13%	-10,46%
2016	-12,46%	-17,97%	-17,12%	-8,61%
Período recessivo total ^b	-25,21%	-4,68%	-40,59%	-17,16%
2017 1T	0,39%	20,39%	-1,86%	-1,09%
Trimestres recessivos ^c	11	6	14	9

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Notas: (a) Considerados os três últimos trimestres de 2014; (b) Considerado o período entre o segundo trimestre de 2014 e o quarto trimestre de 2016; (c) Foram considerados os trimestres recessivos iniciados a partir do segundo trimestre de 2014 até que todos os setores apresentassem crescimento ao mesmo tempo.

Como pode ser visto no gráfico 4, o setor industrial é mais fortemente afetado por crises econômicas, independente da origem e duração. O setor agropecuário, em contrapartida ao setor de serviços, sofreu mais quando a crise teve origem externa e global, o que demonstra a importância das exportações para o setor; e evidenciou comportamento resiliente quando a crise foi interna. A resiliência do agronegócio

também se viu presente quando houve a crise energética de 2001/2002. O setor agropecuário foi, ainda, o que apresentou a maior volatilidade no período.

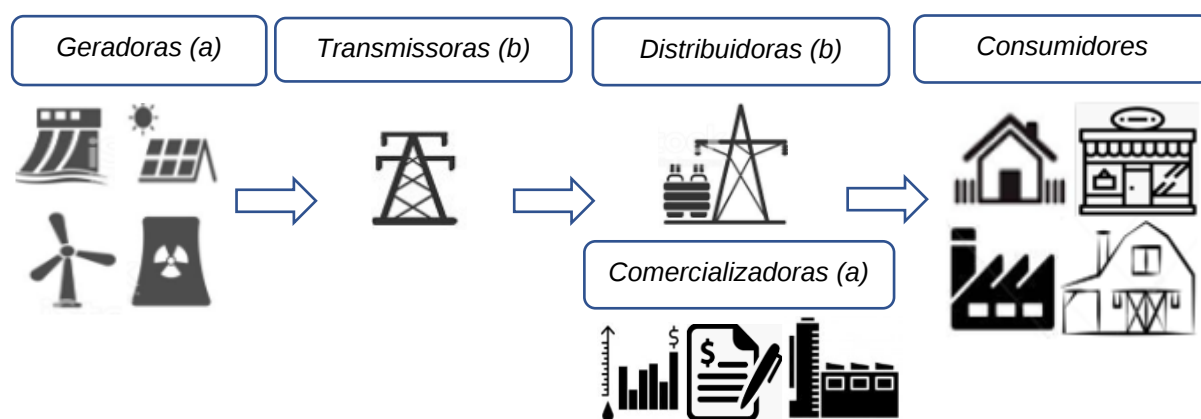
Conforme Brown; Yücel e Thompson (2005), as crises afetam a produção e, consequentemente, o consumo de energia elétrica pela indústria. Logo, o nível real de salários e a taxa de emprego também são afetados de forma a corrigir tal curso. Assim, o ajuste de crises econômicas afeta inicialmente a demanda industrial por energia elétrica e, em sequência, a demanda dos demais níveis de consumo inferiores em termos de tensão (comercial, residencial e rural). Nesse sentido, o estudo do impacto de variações produtivas é relevante para o estudo da demanda por energia elétrica, o que também será realizado pela presente pesquisa.

3 NOÇÕES À ANÁLISE DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA

3.1 O PRODUTO ENERGIA ELÉTRICA

A energia elétrica, diferentemente da maioria dos produtos consumidos na sociedade moderna, possui uma série de características próprias que a diferencia dos demais. O produto, em si, é o resultado do processo de transformação da energia potencial existente em diversas fontes em uma forma de energia que pode ser – imediata e eficientemente - transformada em qualquer outra, como energia luminosa, térmica, mecânica, entre outros. O processo lógico do caminho da energia elétrica às casas, estabelecimentos comerciais ou indústrias a partir do modelo institucional brasileiro pode ser visto na Figura 2.

Figura 2 – Caminho da energia elétrica no modelo institucional brasileiro.



Fonte: O autor.

Notas: (a) Ramos do setor de energia elétrica cujo ambiente é concorrencial; (b) Ramos do setor de energia elétrica cujo ambiente é monopolizado.

No tocante ao processo produtivo e suas considerações técnicas necessárias ao entendimento da questão, cabe salientar que existem características de diferenciação da energia elétrica enquanto bem de consumo, a saber: essencialidade, impossibilidade de armazenamento, atendimento instantâneo à demanda, interdependência sistêmica, homogeneidade e não-direcionabilidade.

A **essencialidade** da energia elétrica está associada ao fato, como bem assinalado por Zuba (2017), de que a sociedade moderna estaria fatalmente paralisada sem ela. Em suma, o modo de vida contemporâneo seria impossível sem energia elétrica. As demais características possuem um encadeamento lógico. No

tocante à **impossibilidade de armazenamento**, não é de toda verdade que não existam equipamentos que possam ser utilizados com essa finalidade, a exemplo da utilização de baterias em residências isoladas de qualquer sistema organizado de fornecimento de energia elétrica e cuja fonte pode ser obtida a partir de geradores solares. A questão aqui está relacionada com a capacidade, a eficiência e o custo dos equipamentos existentes, que tornam a possibilidade de estoque de energia elétrica inviável tecnicamente. Nesse sentido, a energia elétrica também é considerada, conforme Hochstetler (1998), um produto instantaneamente perecível.

Assim, é necessário entender o produto energia elétrica como um bem diferenciado em termos de fornecimento, uma vez que a impossibilidade de guarda de potenciais excedentes com a finalidade de atender a picos sazonais de demanda não é possível. Daí decorre a característica de **necessitar atender à demanda instantaneamente**. Uma vez que as características particulares dos sistemas elétricos de potência devem considerar a impossibilidade de armazenamento, concomitantemente é necessário verificar a totalidade de fontes disponíveis e as soluções existentes quanto ao transporte da energia elétrica para atender toda a demanda.

Dessa forma, qualquer problema em um equipamento pode afetar todo o sistema, o que se convencionou chamar de **interdependência sistêmica**. Como bem frisaram El Hage; Ferraz e Delgado (2011), não há possibilidade de haver desequilíbrios entre oferta e demanda no mercado de energia elétrica, sob pena de colapsar todo o sistema.

Quanto à **homogeneidade**, a mesma está relacionada com o fato de o consumidor não conseguir distinguir de qual fonte, por exemplo, o produto que lhe foi entregue é originário. Nessa questão, o mercado de geração pode exatamente ser considerado competitivo, uma vez que o consumidor é indiferente quanto à fonte, mas sensível ao preço que o produto tem.

Por sua vez, no que tange à **não-direcionabilidade**, a questão está mais relacionada com atributos próprios da engenharia de cargas elétricas. Quando um shopping, por exemplo, decide adquirir energia elétrica de uma fonte renovável por questões de subsídios, não há formas de se garantir que a energia que lhe é entregue fisicamente tenha sido gerada por essa fonte. Na prática, o fluxo elétrico segue o caminho de menor resistência. Logo, a visão de consumo da energia elétrica possui

questões técnicas particulares quando se imagina, por exemplo, que o ofertante deixou de entregar ao sistema a quantidade de energia que lhe era devido fornecer.

Assim, dadas as características próprias desse produto tão singular, há necessidade de gestão do despacho de energia elétrica, que possui questões operacionais complexas, uma vez que a matriz energética brasileira é bastante variada em termos de fontes de energia e sua rede de transmissão é surpreendentemente extensa e sujeita a variados riscos operacionais. A referida gestão, como descrito na seção 2, atualmente é realizada pelo ONS.

Logo, a energia elétrica, dada sua essencialidade e características técnicas próprias, não pode ser estudada como um bem mais simples e comum à lógica econômica. Dentro de suas particularidades, em sua maioria afetas à área de engenharia, bem como à luz da legislação que a rege, deve ser objeto de estudo extremamente específico e complexo. Nesse trabalho, não se objetiva descrever a totalidade da análise técnica-econômica que envolve a construção dos preços ou determinação de demanda com base na totalidade das variáveis explicativas do caso concreto. Todavia, uma descrição de conceitos-base para este trabalho se faz necessária.

3.2 O CONCEITO DE ELASTICIDADE E OS DETERMINANTES DA DEMANDA

O estudo microeconômico da demanda define que um consumidor terá interesse por um bem em detrimento de outro se sua preferência, considerados os pressupostos de racionalidade¹⁰, o fizerem optar por aquele em desfavor deste. De forma mais objetiva, a visão clássica da análise da demanda por um bem, concebida a partir da visão marshalliana, define que seu consumo depende basicamente de seu preço, da renda dos consumidores e do preço de bens substitutos (NICHOLSON; SNYDER, 2008).

Por exemplo, a energia elétrica somente será demandada, comparativamente a outros bens substitutos aceitáveis, se seu preço, dada as condições de renda e preços de produtos que tenham finalidade semelhante e que garantam o mesmo nível de bem-estar for, no máximo, o valor do substituto. Caso contrário, o consumidor demandará o outro bem. Daí, pode-se também definir que qualquer preço abaixo

¹⁰ Para garantir a racionalidade no processo de escolha, é necessário garantir que as preferências sejam completas, reflexivas e transitivas.

desse se converte em excedente quantitativo para o consumidor (MAS-COLELL; WHINSTON; GREEN, 1995).

Embora a representação marshalliana, de fato, represente os determinantes mais explícitos da demanda, é necessário frisar também, como descrito por Albuquerque (1986), que outros fatores que podem influenciar a demanda são (i) a possibilidade de substituição, (ii) a essencialidade do bem; (iii) a participação relativa do gasto com o bem nas despesas individuais; e (iv) o tempo. Observa-se que o primeiro fator se encontra dentro da concepção marshalliana, enquanto os demais são conceitos derivados de análises econômico-financeiras mais específicas.

Talvez uma das características mais importantes para a análise de equilíbrio de mercados é a elasticidade. Em termos interpretativos, elasticidade é uma medida da influência que cada um dos determinantes de um produto ou serviço tem para a demanda total de mercado (WETZSTEIN, 2013).

Duas questões problemáticas para o estudo desse conceito é que o mesmo teria problemas comparativos se dependesse da unidade de medida de consumo, bem como encontraria problemas de estimação matemática no caso de serem determinados a partir de modelos mais complexos (NICHOLSON; SNYDER, 2008). Por exemplo, a unidade de medida do consumo de energia elétrica poderia ser mensurada em unidades diferentes entre os países. Logo, se o estudo da sensibilidade do consumo desse bem tivesse em seus parâmetros a unidade de medida, a análise da elasticidade entre países teria problemas comparativos. Ainda, a função de análise poderia ter, por exemplo, uma ou mais variáveis explicativas com diferentes níveis de medida, como preço (que pode ser medido em centenas ou milhares), o que torna o processo de derivação uma desvantagem para a modelagem econométrica.

A solução para esses problemas, é calculá-la como um quociente de variações relativas (VARIAN, 2015). Assim, a unidade de medida é excluída do resultado e a medida resultante é adimensional, o que permitiria inclusive a comparação, não somente entre países diferentes, mas entre setores distintos.

Em virtude da visão clássica da análise da demanda, alguns dos conceitos de elasticidade mais debatidos na literatura são a elasticidade-preço (ϵ_p) e a elasticidade-renda (ϵ_m). Suas definições algébricas podem ser vistas nas equações 1 e 2.

$$\varepsilon_p = \frac{\Delta q/q_0}{\Delta p/p_0} = \frac{\Delta q}{\Delta p} \times \frac{p_0}{q_0} \quad (1)$$

$$\varepsilon_m = \frac{\Delta q/q_0}{\Delta m/m_0} = \frac{\Delta q}{\Delta m} \times \frac{m_0}{q_0} \quad (2)$$

Nesse caso, $\Delta q/q_0$ representa a variação percentual na quantidade demandada, $\Delta p/p_0$ a variação percentual no preço e $\Delta m/m_0$ a variação percentual da renda. Observa-se que, como as medidas da mesma variável encontram-se em posições algébricas diferentes quando se analisa as razões construídas, os resultados são adimensionais.

Quanto à análise de seu resultado numérico, se o módulo da elasticidade for menor que 1, diz-se que é inelástica, ou seja, reage mais fracamente a variações da variável explicativa. De modo diverso, se o módulo da elasticidade for maior que 1 indica que o bem é elástico. Ou seja, variações da variável explicativa (preço, por exemplo) afetam mais que proporcionalmente a demanda pelo bem em análise. O sinal da elasticidade representa o sentido da relação entre as variáveis, ou seja, elasticidades negativas exprimem demandas que diminuem à medida que a variável explicativa analisada aumenta, enquanto elasticidades positivas exprimem demandas que aumentam à medida que a variável explicativa analisada aumenta.

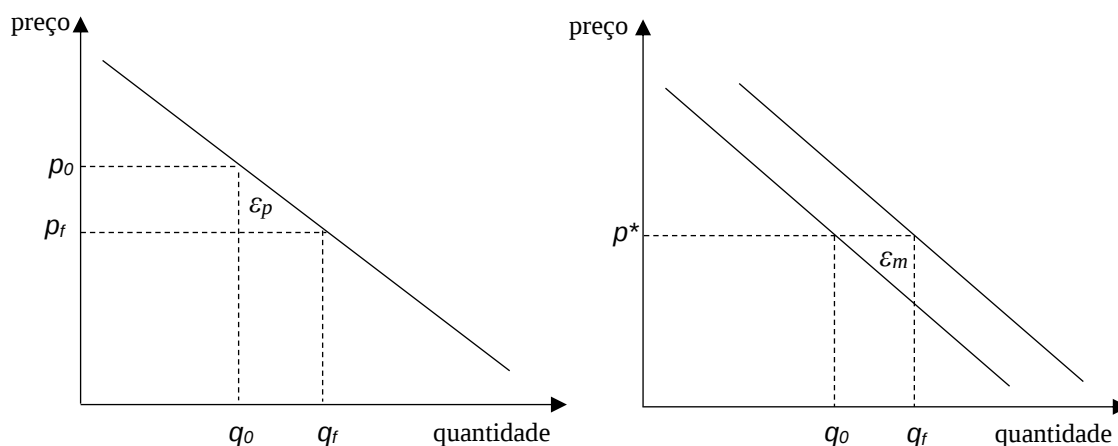
Quando se imagina as possibilidades metodológicas a serem empregadas em modelos econométricos, Wilson (1971) verificou que uma conversão monotônica por meio de sua aplicação logarítmica permite uma análise direta dos resultados dos coeficientes explicativos. Desse modo, os resultados da estimação funcionariam como a própria flutuação da demanda a variações da variável explicativa em análise.

Cabe considerar ainda que a questão da variação de variáveis explicativas possui interpretação diferente, quando se imagina a sua relação com a curva de demanda. Graficamente, como pode ser visto nas Figuras 3.a e 3.b, enquanto variações no preço geram ajustes na própria curva de demanda (ao longo da mesma); ajustes na renda, bem como em qualquer outro fator explicativo, geram ajustes da própria demanda (deslocamento da mesma).

Nesse sentido, a análise dos determinantes da demanda por energia elétrica possui relevância e complementariedade analítica para o estudo do consumo por este bem. Contudo, quando se imagina a totalidade de variáveis que podem determiná-lo,

é importante frisar que o estudo dos determinantes marshallianos (preço e renda) é, grosso modo, suficiente para entender as variações mais expressivas.

Figuras 3.a e 3.b – Conceito de elasticidade a partir da variação do preço (ϵ_p) e da renda (ϵ_m).



Fonte: Adaptado de EL HAGE; FERRAZ; DELGADO (2011); VARIAN (2015).

Entretanto, como a análise econômica pode estar interessada em interpretações complementares, é necessário observar que, muitas vezes, formulações variadas podem trazer *insights* relevantes para o estudo do comportamento da dinâmica econômica e social do consumo; sendo, nesses casos, interessante aceitar os resultados de variações dos determinantes por seu esclarecimento teórico, em detrimento de eventuais perdas de poder preditivo (LESAGE; PACE, 2009).

3.3 A QUESTÃO MONOPOLÍSTICA E A TARIFA DE ENERGIA ELÉTRICA NO BRASIL

Conforme Belleflamme e Peitz (2015, p. 29, tradução nossa), “a política concorrencial do Estado deveria evitar a monopolização dos mercados”. Esse entendimento advém do conceito econômico de que mercados competitivos são mais eficientes em termos de bem-estar e alocação. Nesse sentido, é importante caracterizar que, mesmo em mercados varejistas é possível a existência de poder de mercado. Para isso, basta pensar, por exemplo, que por razões de localização e/ou preferências, uma determinada padaria poderia impor preços aos seus clientes. Logo, pequenos aumentos no preço não levam à perda de participação de mercado (*share*).

Tal modelo tem, em si, vários aspectos conflitantes entre as necessidades do consumir e os objetivos da empresa, uma vez que esta, como detentora da produção ou prestação de determinado serviço, intuitivamente, tende a definir o preço e a quantidade ofertada que maximizem seu lucro. Obviamente, o comportamento dos consumidores é avaliado pelo monopolista maximizador, sob pena de não ter seus objetivos alcançados.

Contudo, as ações dos governos podem ser realizadas exatamente no sentido oposto ao de incentivar a concorrência – o de garantir certos mercados como monopólios. As razões para isso, podem ser, conforme Tirole (1988), técnicas, legais ou ideológicas. Do ponto de vista técnico, a gestão de custos eficientes, a essencialidade do bem e a própria escassez de recursos podem ser motivantes. Quanto às motivações legais, as mesmas estão associadas a incentivos à inovação. Para isso, é possível verificar que caso novos inventos não possuíssem, em alguns casos, o monopólio temporário dos benefícios, haveria uma menor propensão de se investir em novas tecnologias. Por último, é possível pensar que o Estado queira criar empresas nacionais fortes e, para isso, estabeleça uma reserva de mercado, impedindo empresas estrangeiras de atuar em seu território.

Quando o produto ou serviço prestado é caracterizado por sua essencialidade para os indivíduos, faz-se necessária a intervenção estatal nessa relação a fim de garantir equilíbrios artificiais que somente poderiam ser aproximados em relações com concorrência. É o caso da energia elétrica que, no Brasil, possui uma série extensa e complexa de instrumentos normativos com a finalidade de garantir o equilíbrio econômico-financeiro das concessões e a qualidade e preços justos ao consumidor.

No caso do monopólio dos serviços de distribuição de energia elétrica no Brasil, os elevados custos fixos da atividade e a ineficiente prestação do serviço por empresas nacionais em um modelo de tarifa pelo custo do serviço, levaram a tal modelo. Portanto, trata-se de uma escolha técnica para esse arranjo. A princípio, o papel do Estado na implementação da política de preços máximos (*price cap*) baseia-se nas concepções técnicas descritas por Beesley e Littlechild (1989), para quem esse modelo deve seguir um caminho de transição entre “privatizar sem regulamentar” até, em seu fim, voltar ao modelo de “concorrência sem regulação”.

Entretanto, entre esses dois aspectos há a fase de “regular sem concorrência”. Nesta fase, a mais duradoura e técnica do modelo, é que o Estado administra as relações de custos e empresas para elevar a eficiência sem que os

preços sejam reajustados unilateral e arbitrariamente. Assim, busca-se “internalizar os benefícios da concorrência no estabelecimento dos níveis eficientes das tarifas” (DELGADO, 2011, p. 11).

É premente entender que as relações de consumo em um ambiente com forte intervenção regulatória possuem nuances próprias desse tipo de relação. Faz-se necessário perceber que, por exemplo, mesmo estabelecidos preços justos, haverá consumidores que não poderão arcar com esse preço. Nesse sentido, é forçoso entender o papel do administrador dessa relação e dos formuladores de políticas públicas quanto à necessidade de garantir amplo acesso aos serviços, mesmo para as classes de baixa renda. Em especial, em uma nação tão pobre quanto o Brasil.

Nesse sentido, Nadaud (2012) analisou que as alterações tarifárias realizadas após Brasil (1995a; 1995b), uma vez que ocasionaram o reposicionamento tarifário, ensejou uma ampliação dos processos de inadimplência e perdas comerciais (“gatos” de energia). Esse cenário levou o Estado a promover a criação da Tarifa Social de Energia Elétrica (TSEE) por meio de Brasil (2002). Conforme Castro e Nunes (2003) *apud* Fugimoto (2005), a partir da entrada em vigor deste dispositivo, a quantidade de unidades consumidores classificadas para atender ao Programa de Baixa Renda teve aumento de 75%. Atualmente, conforme ANEEL (2021a), o orçamento para atendimento do referido programa gira em torno de R\$ 2,7 bilhões.

No país, o desenvolvimento do setor elétrico está intimamente ligado com questões de interesse produtivo (tipo de fonte, transporte, custos, sazonalidade, critérios técnicos e tipo de remuneração) e necessidades do consumidor (porte da demanda, hábitos, clima e preços). Nesse sentido, a construção do preço desenvolveu-se como um arranjo excepcional se comparado a modelos mais básicos da relação oferta-demanda. Como exemplo, pode-se citar a elevada assimetria informacional, o que corrobora com os riscos de se definir preços justos nesta relação.

Quando há referência às interações que os agentes demandantes e ofertantes estabelecem em um mercado dito competitivo, consideramos que os mesmos estão a tomar preços indefinidamente até que se estabeleça um equilíbrio. Uma análise dessa relação, a priori, faz acreditar que suas funções de demanda e oferta sejam infinitamente elásticas até que a estabilização desse mercado seja alcançada – ou, para ser mais justo, sejam decrescentemente elásticas até que seja alcançada.

Entretanto, esse tipo de lógica fica um tanto prejudicada quando, em qualquer das partes desse mercado, existe poucos agentes, ou apenas um. Esse tipo de

situação dá ao mesmo uma condição de barganha vantajosa nas relações de troca. Embora possa haver casos em que um único demandante opere em um mercado com vários ofertantes, esta análise se encontra no exato oposto: quando um único ofertante de um produto para o qual não há substitutos próximos no consumo se depara com vários demandantes e a entrada no mercado é completamente bloqueada por razões tecnológicas, financeiras ou legais (JEHLE; RENY, 2011).

Do ponto de vista conceitual, um monopólio natural se estabelece quando o custo de produção, independentemente de seu volume, é minimizado quando apenas uma empresa atua em determinado mercado (DEPOORTER, 1999). No caso do estudo da energia elétrica, como não há diferenciação do produto em termos de qualidade¹¹, alegoricamente, a questão conceitual do monopólio natural pode ser traduzida a partir da análise de um mercado onde n firmas com igual acesso às tecnologias existentes poderiam realizar a produção da quantidade total demandada (Q) por meio do somatório de suas produções individuais ($q^1, q^2, q^3, \dots, q^n$). Esse é o conceito de subaditividade das funções de custo, introduzida por Baumol (1977). Logo, o monopólio estaria caracterizado se a condição abaixo se verificasse:

$$C(Q) < C(q^1) + C(q^2) + C(q^3) + \dots + C(q^n) \quad (3)$$

onde:

$C(Q)$ = Custo de produção da quantidade total demandada (Q) por um único agente;

$C(q^1)$ = Custo de produção da quantidade produzida pela firma 1 para atendimento de parcela da quantidade total demandada (Q); e

$C(q^n)$ = Custo de produção da quantidade produzida n -ésima firma para atendimento de parcela da quantidade total demandada (Q).

Em geral, o plano de produção de uma empresa, dada a tecnologia existente e acessível em termos de custo, permite realizar diferentes cenários produtivos. Logo, como as empresas intencionam lucro, decidem pelo plano menos custoso. Essa lógica é a mesma para todas as empresas, independente da condição de existência ou não de poder de mercado. Outro fato importante para a determinação do plano ótimo é

¹¹ A questão da qualidade da energia elétrica, quando discutível, está associada ao serviço de entrega (transporte/distribuição) e não à qualidade endógena do produto. Nesse sentido, os parâmetros utilizados para mensurar a qualidade do serviço de disponibilidade da energia elétrica são a continuidade do serviço e a frequência de interrupções, caso ocorram.

que a receita a ser auferida pela empresa é alcançada, considerando o conceito de estoque zero, pelo produto da quantidade ofertada e seu nível de preço ($r(q) = p \cdot q$).

O poder que o monopolista pode exercer advém do fato dele poder determinar a quantidade a ser produzida e/ou o preço que irá cobrar, considerando que a função de demanda $q_d(p)$ não se altera. Todavia, como o preço mais elevado que o monopolista poderia exercer depende exatamente da função inversa da demanda $p(q_d)$, a escolha do monopolista é restrita a quantidade que pode ofertar. Assim, dado que sua receita seria determinada pela relação $r(q) = p(q) \cdot q$, a determinação do lucro pode ser estabelecida a partir das equações a seguir:

$$\Pi(q) = r(q) - c(q) \quad (4.a)$$

$$\Pi(q) = p(q) \cdot q - c(q) \quad (4.b)$$

onde:

$\Pi(q)$ = função lucro monopolista;

$r(q)$ = função receita monopolista;

$c(q)$ = função custo monopolista;

$p(q)$ = curva de demanda inversa do mercado; e

q = demanda agregada ou quantidade produzida/vendida.

Partindo do pressuposto que, para auferir resultado, a empresa tenha que ter um nível de produção não-nulo e que as funções inversa da demanda ($p(q)$) e de custo ($c(q)$) são contínuas e diferenciáveis, as condições de primeira ordem necessárias para se determinar a maximização de lucro estabelecem que a receita marginal deve ser igualar ao custo marginal. Em termos algébricos:

$$\frac{\Delta r}{\Delta q} = \frac{\Delta c}{\Delta q} \quad (5)$$

Uma interpretação lógica da equação (5) leva à verificação de que, se a receita marginal ($\Delta r/\Delta q$) for maior que o custo marginal ($\Delta c/\Delta q$), haverá incentivos para que a empresa aumente sua produção. Se a questão for oposta a esta ($\Delta c/\Delta q > \Delta r/\Delta q$), a solução lógica para a empresa será diminuir sua produção, uma vez que a economia de custos superaria a perda de receita.

Todavia, a questão da receita marginal no caso do monopólio possui um entendimento um pouco complexo quando comparada ao caso competitivo (VARIAN, 2015). Uma variação positiva de sua produção (Δq) implica um aumento de receita, decorrente do conceito geral de receita, bem como uma variação negativa de preço (Δp), que afetará toda sua receita. Logo, a decisão de variação de produção no caso monopolista possui efeitos diretos e indiretos sobre a receita da empresa. O efeito direto pode ser visto na primeira parte da equação (6), enquanto o efeito indireto pode ser visto na segunda parte da mesma equação. Assim, caso se verifique que o efeito direto do aumento da produção sobre a receita seja inferior ao efeito indireto da diminuição de preço sobre a receita, a expansão produtiva não será desejada. Dividindo a equação (6) pela variação da produção (Δq), encontra-se a equação (7), que representa a forma objetiva de pensar a receita marginal no caso monopolístico.

$$\Delta r = p \cdot \Delta q + q \cdot \Delta p \quad (6)$$

$$\frac{\Delta r}{\Delta q} = p + q \cdot \frac{\Delta p}{\Delta q} \quad (7)$$

Agora, dividindo todos os termos da equação (7) pela variação do preço (Δp), verifica-se que a variação da receita marginal em função da variação do preço é uma função inversão da elasticidade da demanda (ver equação 8)¹². Logo, se o bem for inelástico ($|\epsilon| < 1$), a receita marginal será negativa (WETZSTEIN, 2013), razão pela qual o monopolista não desejará atuar no mercado do bem com esta característica de demanda.

$$RMg = p(q) \left[1 - \frac{1}{\epsilon} \right] \quad (8)$$

Dessa forma, mercados monopolizados tendem a operar em pontos onde o preço é maior que o custo marginal. Essa é uma questão complicada do ponto de vista social, uma vez que o preço monopolístico acaba sendo maior que em condições competitivas.

Uma forma de se avaliar esse comportamento e seus impactos para o bem-estar social é definir uma função de demanda linear e que uma única empresa opera

¹² Para Varian (2015), o sinal negativo, no caso da elasticidade-preço, advém do fato de a sensibilidade, nesse caso, ser naturalmente negativa.

a custos crescentes. Partindo do mesmo problema de otimização proposto pela equação (4.b) e considerando que as funções explicativas do lucro monopolístico, $p(q)$ e $c(q)$, são diferenciáveis a níveis produtivos não-nulos ($q > 0$), a condição de primeira ordem é estabelecida a partir da seguinte condição: $p(q) + p'(q).q = c'(q)$. Essa equação demonstra que a Receita Marginal no caso monopolístico ($p(q) + p'(q).q$) é igual a seu Custo Marginal. Uma forma alternativa dessa relação pode ser vista na equação abaixo:

$$p'(q).q = c'(q) - p(q) \quad (9)$$

Como o caso monopolístico prevê atuação nos pontos onde o preço é maior que o custo marginal, o lado direito dessa condição de equilíbrio torna-se negativo. Seguindo essa intuição, a variação marginal do preço em função da quantidade produzida ($p'(q)$) é negativa para qualquer nível produtivo não-nulo. Logo, o equilíbrio monopolístico se estabelece em pontos com menor oferta produtiva. Dessa forma, a perda de bem-estar social em função da atuação de agente monopolístico, comumente conhecida como peso morto, pode ser vista graficamente na Figura 4, como o somatório das áreas B e C.

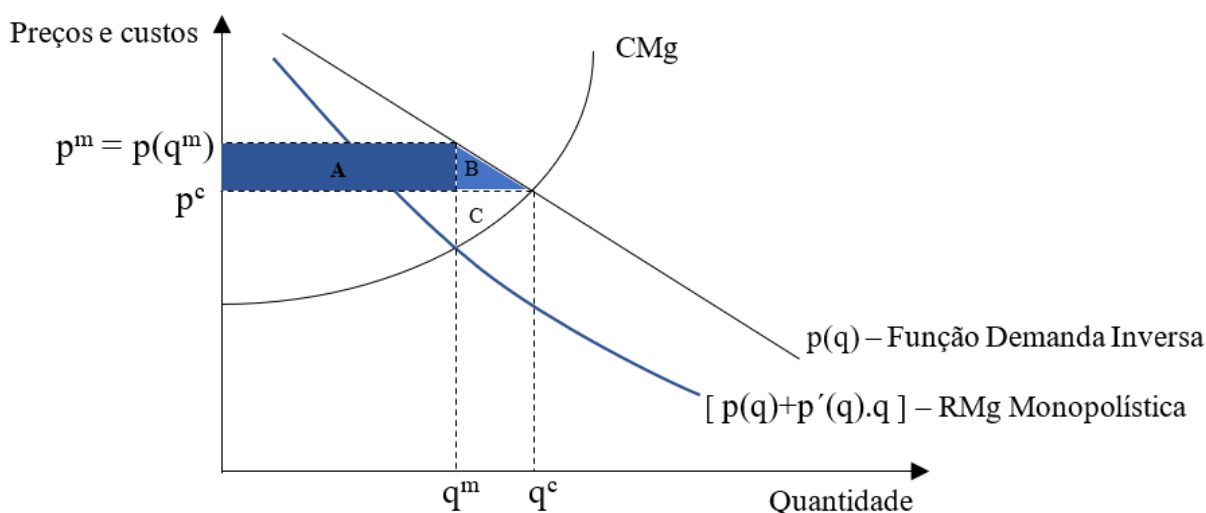
Para decifrar as relações de variação dos benefícios detalhadas na Figura 4, pode-se partir da análise sob a ótica discriminativa de preços¹³, para tanto, imagine que o monopolista consiga produzir ao nível competitivo (q^c), mas venda as q^m primeiras unidades ao preço monopolístico (p^m).

É premente entender a ampliação do benefício auferido pelo monopolista como a área A pois as p^m primeiras unidades foram vendidas a preços monopolísticos. Todavia, como essa mesma parcela é perdida pelos consumidores, uma vez que poderiam pagar o preço competitivo, a área A não se traduz em benefício líquido desse arranjo, mas se trata de transferência de variações de benefícios. Logo, somente o somatório das áreas B e C pode ser entendido como variação efetiva do arranjo monopolístico frente à condição de concorrência. Todavia, como essa medida fornece uma perda de bem-estar em virtude do aumento de preços (para o

¹³ A análise desse arranjo poderia ser realizada também sob a ótica da combinação das variações dos excedentes do monopolista e do consumidor. Para uma observação dessa forma de análise, ver Melo (2002, p. 10), Lopes (2011, p. 14) ou Varian (2015, p. 639).

consumidor) e redução da produção (para o produtor), é considerada como o ônus do arranjo monopolístico. Por isso, conforme Lopes (2011), é preciso introduzir mecanismos de intervenção que sejam capazes de reproduzir os incentivos competitivos. Nesse contexto, foi que a regulação dos preços da energia elétrica foi desenvolvida.

Figura 4 – Solução monopolística e peso morto.



Fonte: Adaptado de MAS-COLELL; WHINSTON; GREEN (1995, p.386); JEHLE; RENY (2011, p.184).

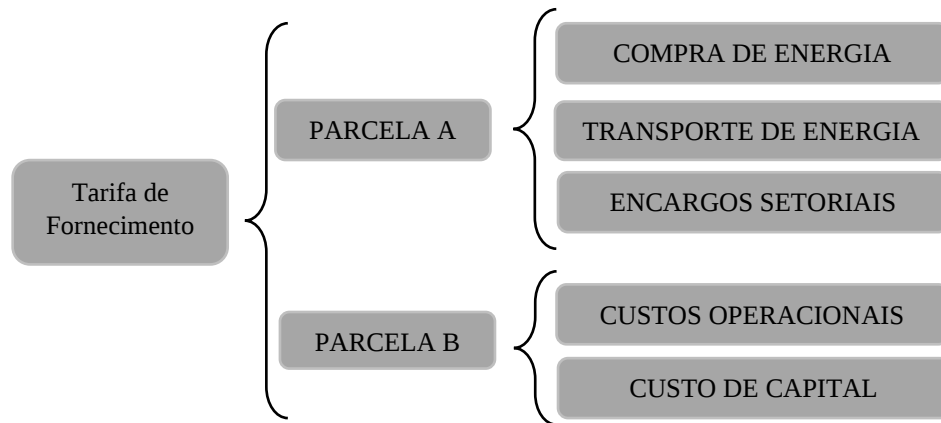
Conforme Vasconcelos e Oliveira (2000, p. 187), “a política de regulamentação de monopólio mais usual consiste no controle de preço”. No Brasil, a partir do novo modelo de gestão dos setores sob regime de concessão ou permissão da prestação de serviços públicos, estabelecido por Brasil (1995a), a tarifa de fornecimento¹⁴ é estabelecida a partir de dois componentes básicos: Parcela A e Parcela B. A caracterização de cada uma dessas parcelas foi definida nos Contratos de Concessão e, em suma, representam os componentes de custos não-gerenciáveis e gerenciáveis pela concessionária de distribuição de energia elétrica, respectivamente.

Relembrando o caminho da energia elétrica até que a mesma chegue ao consumidor final (ver Fig. 2), a Parcela A pode ser entendida como a soma dos custos com a Compra de Energia produzida pelos agentes de geração, pelos custos associados ao Transporte de Energia pelos agentes de transmissão e pelos Encargos existentes no setor elétrico e que, por força de políticas determinadas legalmente,

¹⁴ Valor correspondente à tarifa final homologada pela ANEEL, excluídos os impostos estaduais e municipais, além da taxa de iluminação pública.

devem ser inseridas nos custos a serem repassados ao consumidor. Por sua vez, a Parcela B contempla os custos operacionais e de remuneração das distribuidoras em virtude do capital investido. A figura 5, esquematiza o valor da tarifa de fornecimento de energia elétrica.

Figura 5 – Estrutura de composição da Tarifa de Fornecimento de energia elétrica.



Fonte: Adaptado de ANEEL(2020a).

Refletindo sobre o repasse dos custos inerentes à parcela não-gerenciável pelas empresas de distribuição, a Parcela A pode ser entendida como um componente inerente ao custo do serviço, algo que era praticado no setor elétrico desde a edição do Código das Águas (EL HAGE; FERRAZ; DELGADO, 2011). Por sua vez, a limitação em níveis eficientes de custos operacionais (Parcela B) e da parcela de remuneração dos investimentos pode ser entendida como um limitador do próprio preço da tarifa. Esse modelo limitador do preço é normalmente conhecido como *price-cap*, ou preço-teto.

Com o intuito de manter o equilíbrio econômico-financeiro da concessão, foi estabelecida na Cláusula Sétima dos Contratos de Concessão uma fórmula paramétrica para atualização das tarifas, conforme equação (10)¹⁵.

$$IRT = \frac{VPA + VPB_0 \cdot (IVI + / - X)}{RA} \quad (10)$$

onde:

IRT = Índice de Reajuste Tarifário;

¹⁵ A legenda estabelecida para a fórmula (10) traz uma leitura objetiva de seus componentes, não se caracterizando como uma descrição direta de suas nomenclaturas no Contrato de Concessão.

VPA = Valor da Parcela A para o ciclo seguinte;

VPB₀ = Valor da Parcela B do ciclo tarifário anterior;

IVI = Índice de atualização da receita gerida pela distribuidora de energia elétrica, definido no Contrato de Concessão;

X = Índice de penalização (incentivo) pela ineficiência (eficiência)); e

RA₀ = Receita anual do ciclo anterior, não incluindo o ICMS;

Notoriamente, eventuais variações de mercado ou de custos ao longo do período de aplicação de determinada tarifa podem fazer com que a empresa de distribuição arrecade valores diferentes daqueles que lhe eram devidos. Nesse caso, no processo tarifário seguinte são acrescentados componentes que capturam tais variações, de modo que, tanto consumidor quanto o prestador do serviço mantenham sua condição em equilíbrio.

No tocante à aplicação objetiva da tarifa de fornecimento, cabe destacar ainda que, além das diferentes estruturas à disposição do consumidor de acordo com sua estrutura vertical (nível de tensão), a tarifa definida leva em conta ainda as diferentes estruturas em termos de características técnicas específicas. Nesse sentido, cabe entender que variações marginais de consumidores com características diferentes, mas conectados ao mesmo nível de tensão, ensejam custos marginais totais iguais para todos os consumidores usuários do mesmo tipo de rede. Logo, é impossível utilizar critérios puramente econômicos para o rateio dos custos totais de cada um desses consumidores.

A situação fica ainda mais complicada quando se imagina que um mesmo equipamento serve para atender diferentes níveis verticais de demanda. Ou seja, é possível, por exemplo, que um mesmo transformador em uma subestação de distribuição atenda consumidores em diferentes níveis de tensão. Para resolver essa problemática, a engenharia econômica por trás das tarifas se utiliza de uma série de modelagens conhecida como estrutura tarifária. Conforme ANEEL (2020b, p. 4), “estrutura tarifária é um conjunto de tarifas aplicadas ao faturamento do mercado de distribuição de energia elétrica, que refletem a diferenciação relativa dos custos regulatórios da distribuidora entre os subgrupos, classes e subclasses tarifárias.”

Nesse interim, os grupos tarifários existentes são os grupos A (>2,3 kV) e B (<2,3kV) e os subgrupos tarifários são: residencial; residencial baixa renda; comercial, serviços e outros; rural; rural irrigante; rural aquicultor; poder público;

serviço público (água, esgoto e saneamento); consumo próprio; iluminação pública e outros. O grupo A possui ainda subclassificações de acordo com diferentes níveis de tensão (média e alta) e modalidades que variam em função da sazonalidade e horário de consumo, sendo ainda tarifado por meio de tarifa binômia. O grupo B também possui subclassificações em função da modalidade (convencional, branca ou pré-pagamento), sendo tarifada essencialmente de forma monômia. A estrutura organizada da diferenciação de custos regulatórios, conforme explicado, pode ser vista no Quadro 1.

Cabe destacar que a estrutura da modalidade de aplicação dos grupos A e B, bem como alguns detalhes técnicos específicos da composição da estrutura tarifária em ambos os casos, sofreram alterações metodológicas a longo do tempo em razão do processo evolutivo inerente ao setor elétrico.

Quadro 1 – Estrutura Tarifária.

Grupo	Subgrupo	Modalidade	TUSD				TE			
			Ponta	Inter-mediária	Fora Ponta	Sem posto	Ponta	Inter-mediária	Fora Ponta	Sem posto
A (≥ 2,3 kV)	A1 (≥230 kV)	Azul	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
	A2 (88 a 138 kV)	Azul	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Distribuição	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh				R\$/MWh
		Geração				R\$/kW				
	A3 (69 kV)	Azul	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Distribuição	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh				R\$/MWh
		Geração				R\$/kW				
	A3a (30 a 44 kV)	Azul	R\$/kW			R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Verde	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/kW	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Convencional B.				R\$/kW R\$/MWh				R\$/MWh
		Distribuição	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh				R\$/MWh
		Geração				R\$/kW				
	A4 (2,3 a 25 kV)	Azul	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Verde	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/kW	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Convencional B.				R\$/kW R\$/MWh				R\$/MWh
		Distribuição	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh				R\$/MWh
		Geração				R\$/kW				
	AS (<2,3 kV Subterrâneo)	Azul	R\$/kW		R\$/kW	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Verde	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/kW	R\$/MWh		R\$/MWh	
		Convencional B.				R\$/kW R\$/MWh				R\$/MWh
B (<2,3kV)	B1 (residencial)	Convencional				R\$/MWh				R\$/MWh
		Branca	R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh	
		Pré-pagamento				R\$/MWh				R\$/MWh
	B2 (rural)	Convencional				R\$/MWh				R\$/MWh
		Branca	R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh	
		Pré-pagamento				R\$/MWh				R\$/MWh
	B3 (demais classes)	Convencional				R\$/MWh				R\$/MWh
		Branca	R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh		R\$/MWh	R\$/MWh	R\$/MWh	
		Pré-pagamento				R\$/MWh				R\$/MWh
	B4 (IP)	Convencional				R\$/MWh				R\$/MWh
		Distribuição				R\$/MWh				R\$/MWh
		Geração				R\$/kW				

Fonte: ANEEL (2020b, p. 8).

Para se definir a tarifa de fornecimento (tarifa homologada pela ANEEL), são somados dois componentes diferentes em termos de estrutura tarifária: a TUSD e a TE. A primeira está relacionada com a remuneração do sistema de distribuição e transmissão, bem como componentes específicos de perdas e encargos. Por sua vez, a TE está relacionada essencialmente com custos exógenos, embora não exclusivamente, como os custos de compra de energia e demais componentes de perdas e encargos não capturados pela TUSD.

Contudo, o preço final cobrado do consumidor em sua fatura de energia tem valores superiores às tarifas homologadas pela ANEEL. Esse fato ocorre porque nos preços aprovados pelo órgão regulador não se encontram os custos associados ao Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), ao Programa de Integração Social (PIS) e à Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Cofins)¹⁶. De forma similar, os custos associados à Contribuição para Iluminação Pública (valor definido pelo município) não se encontra incluído na tarifa homologada pela ANEEL.

Assim, o preço final cobrado do consumidor é definido conforme equação (11), na qual os custos com tributos são internalizados à tarifa pela concessionária de distribuição e a CIP é somada após faturadas as demandas e a energia. Essa forma de consideração dos tributos permite a cada concessionária trabalhar instantaneamente com as alterações de alíquotas desses tributos, por exemplo, não esperando que eventuais diferenças sejam levadas para o processo tarifário seguinte. Ainda, as diferenças em termos de impostos estaduais e custos individualizados de iluminação pública refletem características próprias das menores unidades de organização do estado – os municípios.

$$\text{Preço final} = \left\{ \frac{\text{Tarifa homologada pela ANEEL}}{1 - (\text{PIS} + \text{Cofins} + \text{ICMS})} \right\} + \text{CIP} \quad (11)$$

onde:

Tarifa homologada pela ANEEL = somatório da TUSD + TE, conforme valores estabelecidos pela ANEEL nos atos de atualização tarifária (ver Quadro 2);

¹⁶ Até as discussões no âmbito da Audiência Pública nº 014/2005 (competência 06/2005), os custos associados ao PIS e à COFINS eram incluídos nos valores das tarifas homologadas. Assim, desde a competência seguinte (07/2005) esses custos se encontram fora da tarifa homologada.

PIS = Programa de Integração Social;

Cofins = Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social;

ICMS = Imposto Sobre Circulação de Mercadorias e Serviços; e

CIP = Contribuição de Iluminação Pública.

4 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE OS DETERMINANTES DA DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA

Garcez e Ghirardi (2003), bem como Souza; Mattos e Almeida (2017) identificam que o trabalho de Houthakker (1951) foi o primeiro estudo específico sobre a demanda por energia elétrica. Neste, estimou-se a demanda para as províncias da Grã-Bretanha entre 1938 e 1948 utilizando uma análise específica de tarifas em duas partes. Renda, preço da energia, preço do gás (substituto) e estoques de equipamentos domésticos foram utilizados como variáveis explicativas.

Contudo, os primeiros estudos internacionais de destaque sobre a demanda por energia elétrica foram observados na década de 1970¹⁷. Antes desse período, as formulações teóricas consideravam variáveis não econômicas como explicativas da demanda por energia elétrica, a exemplo de Fisher e Keyser (1962). Entretanto, cabe destacar que os modelos com variáveis econômicas foram os maiores influenciadores de trabalhos conduzidos internacionalmente. No quadro 2, constam alguns trabalhos internacionais pesquisados e seus principais resultados.

O trabalho de Burney (1995), com o uso da metodologia de MQO e Coeficientes Aleatórios, relacionou o desenvolvimento com as variações do consumo de energia elétrica no período 1980-1990 para 97 países. De forma geral, a renda demonstrou-se inelástica. Quanto à influência da escolaridade, verificou-se uma tendência de relação direta (positiva) com o consumo de energia elétrica. Essa conclusão está alinhada com as concepções de Borjas (2013, p. 237, tradução nossa), para quem “a educação está fortemente correlacionada com as taxas de participação na força de trabalho, taxas de desemprego e rendimentos”. Logo, maiores níveis de educação levam à maiores níveis de renda e, por consequência, a maiores níveis de consumo.

Burney (1995) concluiu que variáveis indutoras de níveis mais elevados de desenvolvimento humano, tais como escolaridade e participação da indústria no PIB, apresentaram relação positiva e homogênea com o consumo de energia elétrica para todo o conjunto de países analisados. Provavelmente, a maior conclusão que se pode tirar do trabalho de Burney (1995) e que será empregada na metodologia da presente pesquisa é que a relação entre desenvolvimento humano, de forma geral, e o consumo de energia elétrica estão, de fato, positivamente correlacionados.

¹⁷ Para uma descrição mais detalhada dos primeiros trabalhos na área de demanda por energia elétrica, ver Tabela 1 em Espey e Espey (2004).

Lim; Lim e Yoo (2014), com o uso da técnica de Cointegração e Vetor de Correção de Erros, realizaram estimativa da demanda por energia elétrica no setor de serviços para a Coreia do Sul com o modelo mais básico de determinação da demanda por energia elétrica, no qual apenas preço e renda foram considerados como regressores, para o período de 1970 a 2011. Estes pesquisadores concluíram que as elasticidades-preço de curto e longo prazo para o setor de serviços são estimadas em -0,421 e -1,002, respectivamente, e as elasticidades-renda de curto e longo prazo são 0,855 e 1,090. Percebeu-se, portanto, comportamento elástico no longo prazo e inelástico no curto prazo para a dinâmica do setor de serviços na Coreia do Sul. Esse resultado pode estar relacionado com o fato de o setor analisado ser mais intensivo em mão de obra e, conseqüentemente, menos intensivo em energia elétrica.

Burke e Abayasekara (2018) analisaram o comportamento da demanda por energia elétrica para as classes residencial, comercial e industrial com uso de Painel de Dados nos anos de 2003-2015 no EUA. Como resultado, a elasticidade-preço no longo prazo foi elástica para as classes residencial (-1,16) e industrial (-1,34), todavia, foi inelástico para a classe comercial (-0,56). Com relação à renda somente a estimação para a classe comercial (0,59) foi significativa. Os efeitos agregados das elasticidades preço e renda foram (-1,00) e (0,37). A resposta da variação populacional demonstrou-se significativa e homogênea de baixa inelasticidade em todas as classes, sendo seu efeito positivo. A resposta agregada das três classes analisadas quanto à variação populacional sobre a demanda por energia elétrica foi de 0,37. Outros *insights* do trabalho sugerem que as repostas das classes de consumo são divergentes se consideradas outras variáveis. A resposta a dias quentes e ao preço do gás natural é significativa apenas para classe residencial (-0,23 e 0,85, respectivamente). A representação político-ambiental não foi significativa a 5% para justificar variações na demanda por energia elétrica.

Um resultado de pesquisa internacional interessante recai sob a ótica dos impactos do desenvolvimento humano sobre o consumo de energia elétrica. Niu *et al.* (2013) demonstraram, com o uso da análise em painel de dados e agrupamento de 50 países conforme seu nível de desenvolvimento, que aqueles que se encontravam em níveis mais baixos de desenvolvimento possuem respostas elásticas às variações das variáveis explicativas (renda e proxies de desenvolvimento).

Quanto à aplicação de técnicas econométricas espaciais, foram analisados os trabalhos de Ohtsuka; Oga e Kakamu (2010) e Gomez; Filippini e Heimsch (2013). Em ambos, ficou demonstrada a existência de dependência espacial e que a utilização de técnicas espaciais, comprovadamente, melhoram as estimativas. No primeiro caso, analisada a dependência de 9 regiões japonesas com relação à demanda agregada anterior para o período de janeiro de 1992 a janeiro de 2003, ficou demonstrado que o modelo SAR-ARMA foi melhor que o modelo ARMA tradicional. No segundo caso, os pesquisadores estimaram a demanda por energia elétrica residencial num modelo multivariado para as 46 províncias espanholas com dados de 2001 a 2010. Nos resultados observados, identificou-se a existência de dependência espacial no consumo de energia elétrica residencial da Espanha. O comportamento da demanda por energia elétrica residencial espanhol foi inelástico ($-0,044$) ao preço e à renda ($0,270$). Por sua vez, a autocorrelação espacial foi de $0,153$.

Observa-se que, de modo geral, a literatura internacional apresentou várias técnicas e estimadores nos estudos relacionados com a demanda por energia elétrica. Os casos analisados demonstraram resultados inelásticos, o que, a priori, garante que a teoria econômica e a classificação técnica das análises estão alinhadas. A energia elétrica é um bem essencial e sofre baixa influência de seus determinantes no curto prazo.

Quadro 2 - Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos internacionais.

(continua)

<i>Autor(es)</i>	<i>Região Analisada</i>	<i>Método</i>	<i>Variáveis e sentido dos resultados, conforme classe de consumo</i>
<i>Burney (1995)</i>	<i>97 países</i>	Séries Temporais (MQO) (RC)	(+) Renda; (-) Densidade Populacional; (+) Anos de estudo; (+) Crescimento do PIB; (+) Participação da Indústria no PIB; (+) Grau de Urbanização
<i>Silk e Joutz (1997)</i>	<i>USA</i>	Séries Temporais (VAR-VCE)	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (+) Preço do combustível (substituto); (+) Taxa de Juros; (+) Dias Frios; (+) Dias Quentes
<i>Narayan e Smyth (2005)</i>	<i>Austrália</i>	Séries Temporais (ARDL-VCE)	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (+) Preço do gás natural (substituto); (+) Temperatura
<i>Athukorala e Wilson (2009)</i>	<i>Sri Lanka</i>	Séries Temporais (VAR-VCE)	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (+) Preço do querosene (substituto).
<i>Beenstock; Goldin e Nabot (2009) (a)</i>	<i>Israel</i>	Séries Temporais (MQO) (a) (ML) (a) (DRM)	Residencial: (-) Preço; (+) Consumo Privado; (+) Temperatura. Industrial: (-) Preço; (+) Produção; (neutro) Temperatura.

Quadro 2 - Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos internacionais.

(conclusão)

<i>Autor(es)</i>	<i>Região Analisada</i>	<i>Método</i>	<i>Variáveis e sentido dos resultados, conforme classe de consumo</i>
<i>Niu et al. (2013)</i>	<i>50 países</i>	<i>Painel Cointegrado (VAR)</i>	(+) Renda; (+) Taxa de Urbanização; (+) Proporção do gasto familiar com Energia; (+) Expectativa de vida ao nascer; (+) Taxa de Alfabetização de adultos.
<i>Ohtsuka; Oga e Kakamu (2010)</i>	<i>9 Regiões do Japão (c)</i>	<i>Técnicas Espaciais</i>	Agregada: (+) Demanda anterior. Dependência Espacial existente. Com modelo SAR-ARMA com melhor poder preditivo.
<i>Gomez; Filippini e Heimsch (2013)</i>	<i>46 Províncias Espanholas</i>	<i>Técnicas Espaciais</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (+) População; (-) Tamanho da família; (-) Penetração de gás nas residências; (+) variação climática. Dependência Espacial existente. Com modelo SAR com melhor poder preditivo.
<i>Lim; Lim e Yoo (2014)</i>	<i>Coreia do Sul</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Serviços: (-) Preço; (+) Produção.
<i>Burke e Abayasekara (2018)</i>	<i>USA</i>	<i>Painel (MQ2S)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (+) Preço do gás natural (substituto); (+) Dias Frios; (-) Dias Quentes; (+) Pontuação de representação ambiental (b). Comercial: (-) Preço; (+) Renda; (+) Preço do gás natural (substituto); (+) Dias Frios; (-) Dias Quentes; (-) Pontuação de representação ambiental (b). Industrial: (-) Preço; (-) Renda; (+) Preço do gás natural (substituto); (+) Dias Frios; (+) Dias Quentes; (-) Pontuação de representação ambiental (b).

Notas: (a) Uma vez que os pesquisadores encontraram evidências de raízes unitárias sazonais nos dados, as estimações com os métodos de MQO e LM foram realizadas com o uso da técnica de Cointegração.

(b) Nos EUA existe uma pontuação por Estado, conforme a representatividade e atividade dos legisladores (deputados e senadores) com relação às ações de interesse ambiental.

(c) No Japão, a energia elétrica é fornecida por dez empresas. No entanto, a companhia elétrica de Okinawa fornece apenas para a prefeitura de Okinawa e, por isso, foi removida da análise.

ARDL = Modelo de Log Distribuição AutoRegressiva (variante do método de Cointegração por VAR).

DRM = Modelo de Regressão Dinâmica.

IV = Variável Instrumental.

ML = Máxima Verossimilhança.

MQ2S = Modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios;

MQO = Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários.

RC = Método de Coeficientes Aleatórios.

VAR-VCE = Modelo de Vetores Autorregressivos com Vetor de Correção de Erros

No Brasil, o estudo da demanda por energia elétrica foi debatido por uma série de trabalhos em diferentes níveis de agregação espacial. Para o país, são referências os trabalhos Modiano (1984); Andrade e Lobão (1997); Schmidt e Lima (2004); Amaral e Lima (2006); e Schutze (2015). Do ponto de vista macrorregional, são exemplos os trabalhos desenvolvidos por Siqueira; Cordeiro Júnior e Castellar (2006); Dantas; Costa e Silva (2016); e Cabral (2017). Para verificação no âmbito estadual, foram verificados trabalhos desenvolvidos por Mattos e Lima (2005); Mattos *et al.* (1) (2005);

e Mattos *et al.* (2) (2005). Um resumo com os principais resultados encontrados em trabalhos nacionais pode ser visto no quadro 3.

Um dos trabalhos pioneiros na análise da demanda por energia elétrica no Brasil foi realizado por Modiano (1984) com dados agregados do país para os anos de 1963 a 1981. Por meio da utilização de um modelo estimado por MQO, o pesquisador realizou duas regressões, uma para o longo prazo, no qual considerou o ajustamento integral da oferta à demanda; e outra para o curto prazo, no qual considerou que o ajustamento ocorria de forma parcial. A sensibilidade da demanda residencial ao preço da energia elétrica demonstrou que o consumo nacional era inelástico tanto no longo (-0,457) como no curto (-0,118). Por sua vez, a elasticidade-renda da demanda residencial teve sinalização divergente entre as análises, sendo inelástica no curto prazo (0,332) e elástica no longo prazo (1,116). Os resultados para as classes industrial e comercial seguiram lógica similar nas evidências dessa pesquisa.

Por sua vez, Amaral e Lima (2006), quando em estudo específico para os efeitos da crise de oferta de energia elétrica de 2001 sobre a demanda residencial, utilizaram técnicas de Cointegração aplicadas a dados em séries de tempo para concluir que a demanda era inelástica tanto para renda quanto para o preço. Todavia, cabe salientar que era de se esperar que, em um momento no qual o governo utilizou do preço de forma agressiva para conter a demanda, o consumo refletisse o intuito da política aplicada.

Com a intuição inovadora de utilizar as datas dos reajustes e revisões tarifárias, além da TE (Tarifa de Energia), como instrumentos para preço da energia elétrica, Schutze (2015) focou sua análise na elasticidade-preço. A pesquisadora utilizou dados em painel e diferentes abordagens com relação às possíveis combinações das variáveis que instrumentalizaram a tarifa de energia elétrica. Foi identificado que a demanda residencial e industrial por energia elétrica em todos os modelos testados pela pesquisadora era inelástica.

O uso da técnica Econométrica Espacial foi abordada em Cabral (2017). O pesquisador analisou a demanda por energia elétrica agregada nas cinco regiões brasileiras. Como resultado, foi identificada dependência espacial, cujo controle mais efetivo foi realizado pelo modelo SDM. Foram identificadas elasticidade-preço de (-0,152), elasticidade-renda de 0,055, efeito de transbordamento espacial do preço de 0,058 e, efeito de transbordamento espacial da renda de (-0,024).

Assim, fica caracterizado que os principais trabalhos na área de demanda por energia elétrica concentraram-se essencialmente em modelos com séries temporais e dados em painel. Contudo, como observado por Cabral (2017), foram empregadas historicamente oito tipos diferentes de técnicas de estimação¹⁸, com diversos estimadores diferentes. Ainda, problemas relacionados à simultaneidade foram tratados de formas diferentes em cada trabalho. Salienta-se ainda que poucos trabalhos evidenciaram respostas inelásticas na pesquisa. Todavia, quando encontrados, estavam associados a momentos excepcionais da relação preço-demanda, como em Amaral e Lima (2006) ou associados à diferentes níveis de desenvolvimento, como em Niu *et al.* (2013). No tocante à análise com uso da técnica econométrica-espacial, os trabalhos verificados utilizaram níveis de agregação macrorregional (OHTSUKA; OGA; KAKAMU, 2010; CABRAL, 2017) ou regional (GOMEZ; FILIPPINI; HEIMSCH, 2013; SOUZA; MATTOS; ALMEIDA, 2017).

Quadro 3 - Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos nacionais.

(continua)

<i>Autor(es)</i>	<i>Região Analisada</i>	<i>Método</i>	<i>Variáveis e sentido (Confirmar Classes)</i>
<i>Modiano (1984)</i>	<i>Brasil</i>	<i>Séries Temporais (MQO)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda (-) Consumo anterior (a) Comercial: (-) Preço; (+) Renda (-) Consumo anterior (a) Industrial: (-) Preço; (+) Renda (-) Consumo anterior (a) Outros: (-) Preço; (+) Renda (-) Consumo anterior (a)
<i>Andrade e Lobão (1997)</i>	<i>Brasil</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda; (-) Preço de Eletrodomésticos
<i>Schmidt e Lima (2004)</i>	<i>Brasil</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda (-) Índice de Preços de Bens Duráveis Comercial: (-) Preço; (+) Renda (-) Índice de Preços de Material Elétrico Industrial: (-) Preço; (+) Renda (+) Índice de Preços de Máquinas e Equipamentos Industriais.
<i>Amaral e Lima (2006)</i>	<i>Brasil</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda
<i>Schutze (2015)</i>	<i>Brasil</i>	<i>Painel (MQ2S)</i>	Residencial: (-) Preço Industrial: (-) Preço
<i>Dantas; Costa e Silva (2016)</i>	<i>Macrorregiões brasileiras</i>	<i>Painel Dinâmico (GMM)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda (-) Preço de Eletrodomésticos Comercial: (-) Preço; (+) Renda (-) Preço de Material Elétrico Industrial: (-) Preço; (+) Renda (-) Preço de Máquinas Industriais (+) Preço de substituto

¹⁸ i) Regressão múltipla; ii) Amortecimento exponencial; iii) Filtro de Kalman; iv) Séries temporais estocásticas; v) Lógica fuzzy; vi) Redes neurais, vii) Sistemas inteligentes e de aprendizado e viii) Econometria espacial.

Quadro 3 - Resumo da Revisão Bibliográfica de trabalhos nacionais.

(conclusão)

<i>Autor(es)</i>	<i>Região Analisada</i>	<i>Método</i>	<i>Variáveis e sentido (Confirmar Classes)</i>
<i>Cabral (2017)</i>	<i>Macrorregiões brasileiras</i>	Técnicas Espaciais	Agregado: (-) Preço; (+) Renda; (+) Demanda anterior; (+) Número de residências; (+) Temperatura.
<i>Souza; Mattos e Almeida (2017)</i>	<i>Estados brasileiros</i>	Técnicas Espaciais	Residencial: (-) Preço; (+) Renda
<i>Siqueira; Cordeiro Júnior e Castellar (2006)</i>	<i>Nordeste</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda (-) Índice de Preços de Eletrodomésticos Comercial: (-) Preço; (+) Renda Industrial: (-) Preço; (+) Renda (+) Índice de Preços de Máquinas e Equipamentos Industriais; (+) Índice de Preços de Óleos e Combustíveis
<i>Mattos e Lima (2005)</i> <i>Mattos et al. (1) (2005)</i> <i>Mattos et al. (2) (2005)</i>	<i>Minas Gerais</i>	<i>Séries Temporais (VAR-VCE)</i>	Residencial: (-) Preço; (+) Renda (-) Preço de Eletrodomésticos Comercial: (-) Preço; (+) Renda (-) Estoque de Material Elétrico Industrial: (-) Preço; (+) Renda (+) Número de Consumidores Industriais; (+) Índice de Preços de Óleos e Lubrificantes.

(a) O consumo anterior foi utilizado em uma segunda abordagem que intencionou observar as reações da demanda por energia elétrica no curto prazo.

MQO = Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários;

MQ2S = Modelo de Mínimos Quadrados em Dois Estágios;

VAR-VCE = Modelo de Vetores Autorregressivos com Vetor de Correção de Erros

MRQVI = Modelo de Regressão Quantílica com Variáveis Instrumentais.

5 METODOLOGIA

Conforme Elhorst (2014, p. 1, tradução nossa), “a econometria espacial é um subcampo da econometria que trata dos efeitos da interação espacial entre unidades geográficas. Esse tipo de análise teve seus impulsos teóricos iniciais na década de 1950¹⁹ em estudos geográficos e estatísticos. Foi nas décadas seguintes que estudos de economia regional e urbana, bem como a nova geografia econômica, estabeleceram as pré-condições e rumos de decolagem deste ramo de análise estatística.

Para Anselin (1988, p. 7, tradução nossa), “o termo econometria espacial foi cunhado por Jean Paelinck no início dos anos 1970”. Nesse tipo de modelagem econômica, “as observações representam regiões, ou seja, bairros, distritos, setores censitários, regiões urbanas, zonas de tráfego, áreas de planejamento, municípios, microrregiões, mesorregiões, estados, países, etc.” (Almeida, 2012, p. 16)

No tocante à aplicação dessa metodologia, a principal diferença entre a econometria espacial e a tradicional reside no fato de serem incorporados efeitos espaciais à modelagem. Esses efeitos são a Dependência Espacial e a Heterogeneidade Espacial.

Contudo, a inserção do espaço nas estimativas econométricas leva à necessidade de se definir tecnicamente o conceito de vizinhança, bem como decidir entre as formas de controle da Dependência Espacial.

Dessa forma, é necessário estabelecer as definições, critérios técnicos aplicáveis e demais conceitos a serem utilizados na presente pesquisa. Contudo, não é objeto dessa seção trazer uma análise aprofundada da metodologia afeta à econometria espacial, uma vez que a mesma, em seus detalhes, pode ser objeto de pesquisa. A ideia aqui é situar apenas o que será utilizado no trabalho.

Assim, inicialmente, serão tecidos comentários quanto aos efeitos espaciais e à Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Depois, serão comentadas as formas de controle da Dependência Espacial aplicadas a esta pesquisa, em especial quando considerados dados em painel. Por último, serão apresentados a estratégia empírica e os procedimentos de estimação.

¹⁹ Para uma análise mais detalhada das fases e trabalhos iniciais da econometria espacial, verificar Anselin (2010).

5.1 EFEITOS ESPACIAIS

A priori, como a econometria espacial se utiliza do espaço geográfico para o desencadeamento de sua utilização, cabe frisar que a Primeira Lei da Geografia, pela qual se determina que “tudo está relacionado com todo o resto, mas as coisas próximas estão mais relacionadas do que as coisas distantes” (TOBLER, 1970, p. 236, tradução nossa), é totalmente aplicável. Daí decorre o primeiro efeito espacial – a **Dependência Espacial**.

Por meio desse efeito, é possível interpretar que uma variável dependente (y_i) pode ser elucidada, não somente pelo conjunto de variáveis explicativas associadas à sua localização (X_i) e seu respectivo termo de erro (ε_i), mas também pelas variáveis explicativas das localizações vizinhas (X_j), bem como pelos termos de erro destes (ε_j) e da própria variável dependente das áreas próximas (y_j). Essa descrição é genérica e pode ser vislumbrada na equação 12, podendo se apresentar por meio de diversas formas associativas diferentes (ver Apêndice A).

$$y_i = f(y_j; X_i; X_j) + \varepsilon_i + \varepsilon_j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad \text{e} \quad i \neq j \quad (12)$$

A Dependência Espacial é controlada por meio da utilização da Defasagem Espacial (Almeida, 2012). Esse procedimento busca transformar, por exemplo, a variável analisada (y) em uma nova variável, chamada variável defasada espacialmente (W_y). Na prática, o operador de defasagem espacial (W) tem a capacidade de transformar variáveis em outras variáveis defasadas espacialmente. Cabe ressaltar que as variáveis explicativas (X) e os termos de erro (ε ; ξ) podem também ser defasadas espacialmente (WX ; $W\varepsilon$; $W\xi$), bem como os transbordamentos relacionais podem ter alcance local ou global.

O segundo efeito espacial, a **Heterogeneidade Espacial**, manifesta-se quando existem diferentes respostas para cada localidade. Esse efeito é ocasionado pelas diferenças estruturais ocasionadas, por exemplo, pela força de uma unidade espacial frente às demais ou pelas variadas formas de influência de determinada variável para cada localidade em seu processo de crescimento econômico (ANSELIN, 1988). Logo, Almeida (2012, p. 29) observa que “o fato de a heterogeneidade ocorrer conjuntamente com a dependência implica uma série de dificuldades para a especificação do modelo econométrico-espacial mais apropriado”.

O tratamento da Heterogeneidade Espacial é complexo e passa pela identificação do tipo de fonte da heterogeneidade e se são observáveis ou não. Uma forma, por exemplo, para tratamento de Heterogeneidade Espacial observável é identificar as funções causadoras de instabilidade e tratá-las com o uso de uma variável *dummy*. No caso de Heterogeneidade Espacial não observável, a utilização de processo de painel de dados espaciais pode resolver o problema.

5.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

Como a questão tratada pela Econometria Espacial é a inclusão do espaço e das possibilidades de interação entre as variáveis constantes em cada análise, o sentido inicial de se trabalhar com esse tipo de técnica é observar como os dados estão distribuídos e como as variáveis interagem espacialmente. Nesse sentido, a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) consiste no conjunto de técnicas empregadas para que se possa organizar e averiguar os dados analisados com o intuito de identificar a existência de atipicidade distributiva (*outliers* espaciais), bem como a existência de padrões de associação no conjunto de dados (*clusters* espaciais) e analisar quais as formas mais eficientes de se associar os dados espacialmente.

Essa tarefa é necessária para conduzir de forma adequada a especificação do modelo a ser utilizado com esse tipo de técnica de estimação, uma vez que “as informações constantes em um conjunto de dados sobre um atributo em um determinado local fornecem informações sobre o nível do atributo em locais próximos” (HAINING, 2009, p. 7, tradução nossa).

5.2.1 Matrizes de Pesos Espaciais (W)

O passo inicial para trabalhar com dados espaciais é definir a forma de associação dos dados, o que é feito com a utilização de Matrizes de Pesos Espaciais. Essas formas de organização lógico-matemáticas intencionam, conforme Almeida (2012, p. 74), “impor um arranjo para a ocorrência das interações espaciais entre as regiões” de análise, uma vez que é premissa para utilização da técnica econométrica-espacial que o valor de uma variável possa estar associado às variáveis da unidade espacial vizinha.

A forma de conduzir essa imposição relacional pode ser realizada por critérios de proximidade geográfica ou socioeconômicos. Por critérios geográficos, a associação espacial utiliza dois juízos associativos diferentes: contiguidade e distância. Existe ainda uma forma de associação geográfica mista, que considera o tamanho do perímetro comum entre as unidades espaciais ponderada pela relação inversa das distâncias entre as mesmas²⁰. Por sua vez, por critérios socioeconômicos, a associação pode se dar por juízos associativos de similaridade, dissimilaridade ou por meio de fluxos identificados socialmente.

A métrica a ser utilizada na presente pesquisa é a de Matrizes de Pesos Espaciais do tipo Rainha, uma forma associativa-espacial que utiliza o critério geográfico de relacionar os dados analisados, conforme o juízo associativo de contiguidade, que considera vizinho qualquer espaço geográfico com qualquer contato espacial. A escolha por esse tipo de associação ocorreu em virtude das diferenças verificadas em todos os períodos e unidades espaciais analisadas quanto a melhor forma de identificar a força da autocorrelação espacial. No caso, a escolha pela matriz Rainha foi uma premissa simplificadora de eventuais discussões quanto a possíveis critérios subjetivos da melhor forma de captar a autocorrelação espacial, uma vez que a mesma pode variar entre as áreas analisadas em algum período de análise, como se verá na análise da estatística *I de Moran* na seção 6.1.

Cabe salientar, antes de detalhar essa forma de associação, que as matrizes de pesos espaciais são quadradas e que sua construção, para os casos de contiguidade e distância, se dá pela utilização de valores binários aos juízos associativos utilizados em seus w_{ij} elementos, que caracterizam a interrelação existente entre as unidades espaciais i e j . Dado esse modelo de construção, comumente, as matrizes de pesos espaciais também são simétricas²¹. A representação geral desse arranjo pode ser vista na equação 13.

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1j} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{i1} & w_{i2} & \cdots & w_{ij} \end{pmatrix} \quad (13)$$

²⁰ Esse tipo de Matriz é conhecida como Matriz de Ponderação Espacial Geral de Cliff e Ord.

²¹ Conforme Elhorst (2014, p. 10), “há exceções nas quais a matriz de pesos espaciais é assimétrica. Um exemplo é uma matriz de fluxo pendular usada para explicar o desempenho regional do mercado de trabalho.”

As matrizes de pesos espaciais por contiguidade consideram que a relação espacial entre unidades espaciais vizinhas é maior do que aquelas que não possuem vizinhança entre si. Logo, por esse critério, é atribuído o valor unitário (1) no caso de duas regiões espacialmente vizinhas e zero (0) em caso contrário, sendo a associação de uma mesma unidade espacial consigo própria $w_{ii} = 0$. Dessa forma, a diagonal principal em (13) é constituída exclusivamente por valores nulos.

Considerando essas observações, diz-se que a associação é do tipo Rainha quando se defina contiguidade como o contato físico entre unidades espaciais com qualquer tamanho de perímetro de aproximação territorial direta, conforme Figura 6.

Figura 6 – Forma de associação por contiguidade do tipo Rainha.

		R		

Fonte: Almeida (2012).

Todavia, a simplificação extrema dessa abordagem construtiva gera um problema: a consideração binária do critério associativo não descreve diferentes níveis de influência entre as unidades espaciais cuja associação foi verificada. Apenas descreve que para certo par de unidades espaciais a associação existe e para outro não. Para resolver essa questão, a técnica mais usual é a normalização das matrizes de pesos espaciais pela linha. Esse critério pega o resultado da matriz binária em cada célula e o divide pelo somatório da respectiva linha de informações.

Formalmente, cada valor da matriz construída com base em (13) e conforme o critério binário de vizinhança estabelecido pode ser redefinido conforme critério estabelecido na equação (14). Dessa forma, o resultado do processo de normalização produz assimetria nas relações entre o grau de conexão entre as regiões, o que garante, por exemplo, que a influência direcional entre duas unidades espaciais vizinhas é diferente ($w_{ij} \neq w_{ji}$).

$$w_{ij}^* = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}} \quad (14)$$

5.2.2 Estatística *I* de Moran

Outro fator importante ao se analisar dados identificados espacialmente é verificar se os mesmos estão alocados aleatoriamente no espaço ou se existe algum padrão associativo entre os mesmos. Essa intuição estatística foi elaborada por Moran (1948). A representação algébrica consta em 15.1 e 15.2:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (15.1)$$

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (15.2)$$

Nesse contexto, n representa o número de regiões e S_0 representa o somatório de todos os elementos da matriz de pesos espaciais utilizada. Logo, caso a matriz de pesos espaciais seja normalizada, $n=S_0$. O que torna a equação (15.1) uma aplicação direta do conceito de autocorrelação espacial em (15.2).

Assim, o termo $\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j$ representa a autocovariância espacial cruzada, no qual z_i e z_j são os valores padronizados da variável de estudo nas regiões i e j . Por sua vez, w_{ij} representa o valor normalizado do nível de influência de uma determinada região em outra constante na matriz de pesos espaciais. O termo $\sum_{i=1}^n z_i^2$ representa a covariância dos dados.

O valor esperado da estatística *I* de Moran é aquele que seria obtido na inexistência de padrão associativo espacial. Matematicamente, $E(I) = -[1/(n-1)]$. Logo, para esse teste, a hipótese nula (H_0) é a aleatoriedade espacial. Ou seja, se o nível de significância do teste recair em patamar inferior ao estabelecido pelo pesquisador, como 5% por exemplo, aceita-se a hipótese alternativa de existência de autocorrelação espacial.

Como é notório entender que o resultado real verificado pode ficar acima ou abaixo do valor esperado, o sinal positivo ou negativo da estatística *I* de Moran reflete se os dados estão concentrados ou esparsos, respectivamente. Por último, como o valor numérico do teste pode variar entre $[-1, 1]$, significando que os dados são totalmente esparsos (-1) ou total concentrados (1), a magnitude do *I* de Moran fornece a intensidade da autocorrelação espacial.

5.2.3 Indicador Local de Associação Espacial (Mapa de *Clusters* LISA)

Conforme Stege (2015, p. 53), “a estatística *I* de Moran global é uma medida global. Ela não permite detectar a estrutura da autocorrelação espacial em nível local (regional).” O que se pode definir com sua utilização é se existe autocorrelação espacial dos dados e, em caso afirmativo, se são concentrados ou dispersos e em que nível.

Nesse sentido, fazendo alusão aos sistemas elétricos de potência, tão importante quanto ter uma fotografia geral de uma rede de transmissão, por meio de um diagrama unifilar complexo, por exemplo, é igualmente necessário conhecer individualmente cada componente desse sistema. Com essa metáfora, pode-se dizer que as informações gerais do diagrama unifilar seriam fornecidas pela estatística global de autocorrelação espacial, enquanto informações de equipamentos individuais seriam fornecidas pela estatística local. Essa verificação, no caso de dados espacialmente identificados, é o Indicador Local de Associação Espacial, conhecido como estatística LISA.

É notório imaginar que essa estatística é capaz de remeter a *clusters* associativos individuais e que seu somatório indique o resultado global do teste já comentado (estatística *I* de Moran). Dessa forma, o valor desse coeficiente associativo local pode ser calculado conforme (16), onde z_i é o valor da variável padronizada da região i e z_j o correspondente em regiões vizinhas. Logo, seu resultado individual (l_i) é realizado tão-somente com os vizinhos de i , conforme associação estabelecida na matriz de pesos espaciais correspondente.

$$l_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (16)$$

Como essa medida representa uma observação do conjunto de dados e o somatório das n regiões analisadas deve refletir o valor da estatística global, a Esperança Matemática²² do teste local pode ser definido conforme (17), onde w_i é o somatório dos n elementos padronizados da matriz de pesos espaciais.

²² A dedução da Esperança Matemática da estatística LISA pode ver vista em Anselin (1995).

$$E[l_i] = -w_i/(n-1) \quad (17)$$

A representação mais intuitiva é efetivada agregando informações da significância estatística de cada Indicador Local (l_i) com as informações dos quadrantes do diagrama de dispersão global e juntar tudo isso no mapa geográfico da região analisada.

A questão didática dessa observação está na identificação dos *clusters* correspondentes a cada quadrante global (Alto-Alto; Alto-Baixo; Baixo-Baixo e Baixo-Alto) e sua pigmentação, caso se verifique a existência de significância estatística para qualquer destes. A leitura do resultado torna mais fácil identificar as associações espaciais correspondentes aos quadrantes da estatística global.

5.3 MODELAGEM DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL APLICADA À PESQUISA

A modelagem na Econometria Espacial intenciona determinar o tipo de relação que existe na Dependência Espacial dos dados analisados (ANSELIN, 1988). É necessário frisar que existem múltiplas possibilidades associativas entre as variáveis dependentes, explicativas e termos de erro. Ainda, é forçoso definir que os efeitos associativos possuem uma classificação de alcance. Essa é uma derivação da leitura da Lei de Tobler. Em alguns casos, como o poder de influência de determinada variável é espacialmente relevante para todas as unidades espaciais estudadas, seu efeito é global; em outros, essa influência perde força à medida que se afasta de seu epicentro, ocasionando efeitos chamados locais.

“A especificação de um modelo econométrico-espacial ou a-espacial depende de considerações teóricas acerca do fenômeno sob estudo” (ALMEIDA, 2012, p. 214). Uma maneira de facilitar a percepção da totalidade de relações associativas é verificar espacialmente o conjunto de possibilidades existentes nos arranjos mencionados. Assim, no Apêndice A foram consideradas as formas de modelagem identificadas na literatura.

A lógica matemática por trás de modelos econométricos espaciais, considerando as formas identificadas de se modelar a dependência espacial²³, pode

²³ Considerando as diferentes formas de se estabelecer relação entre as variáveis e se seu alcance é global ou local.

ser visto nas equações (18.1) a (18.3). O parâmetro espacial ρ representa a dependência espacial entre variáveis dependentes de áreas vizinhas ($y_i - y_j$). Sua intuição lógica é que as variáveis dependentes se autorrelacionam. Por exemplo, a renda de uma região é influenciada pela renda da área vizinha. O parâmetro espacial λ representa a dependência espacial entre as estruturas autorregressivas de primeira ordem do termo de erro entre áreas vizinhas ($\xi_i - \xi_j$). Sua intuição lógica está relacionada com alcances espaciais residuais. Por exemplo, quando a diversidade étnica de uma região não é modelada como variável explicativa e influencia as estruturas autorregressivas de primeira ordem próprias e das áreas vizinhas, sendo seu alcance global. O parâmetro espacial γ , assim como o caso anterior, refere-se a efeitos não modelados estarem relacionados ($\varepsilon_i - \varepsilon_j$), a diferença aqui é que o alcance da influência é local (não se estende a todo o conjunto de dados). Por exemplo, como se a violência de uma região não é modelada como variável explicativa e afeta uma região também vizinha, mas não as regiões mais distantes dela. Por último, o parâmetro espacial τ representa a dependência espacial cruzada entre variáveis explicativas ($x_i - x_j$). Quando, por exemplo, o nível educacional das áreas explicam, além da própria variável dependente, a dependente da área vizinha.

$$y = \beta_0 + \rho W y + \beta X + W X \tau + \xi \quad (18.1)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (18.2)$$

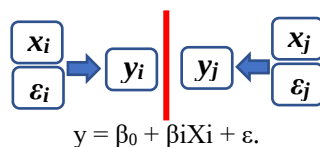
ou

$$\xi = \gamma W \varepsilon + \varepsilon \quad (18.3)$$

É incomum imaginar que a utilização da técnica a-espacial (*mainstream*) não permita que os efeitos da interação entre as unidades espaciais sejam capturados. Logo, uma percepção de seu arranjo, com finalidade didática e elucidativa, é demonstrada na Figura 7. Verifica-se que, como premissa, não há possibilidade de influência entre as variáveis explicativas, dependentes, ou mesmo o termo de erro, entre os espaços analisados, razão pela qual a modelagem espacial é um avanço nas técnicas de estimação econométrica.

A aplicação de cada modelo espacial deve ser realizada com uma justificativa teórica razoável, sob pena de a pesquisa ser realizada à revelia em todos. Assim, a análise de um conjunto dessas possibilidades testadas com fundamento teórico é o mais razoável (ANSELIN, 1988).

Figura 7 - Associação espacial de modelagens a-espaciais.



Fonte: Adaptado de Baller *et al.* (2001).

Realizadas essas considerações, serão descritas a seguir as formas de controle da dependência espacial que serão utilizadas na presente pesquisa, seguidas da justificativa teórica de sua aplicação e algumas considerações objetivas.

5.3.1 Modelo de Defasagem Espacial (SAR)

“Originalmente, o foco central da econometria espacial foi o Modelo de Defasagem Espacial, também conhecido como modelo autorregressivo espacial (SAR)”. (ELHORST, 2014, p. 5, tradução nossa).

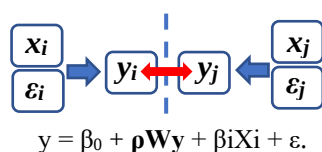
Um caso que pode justificar esse modelo de defasagem espacial é imaginar que, devido a alguma decisão de investimento privada ou incentivo público, um centro comercial inicia suas atividades em uma localidade na qual não existia antes. Logo, é notório perceber que haverá um aumento de consumo de energia elétrica em baixa tensão a partir do início de suas atividades.

Todavia, como a dinâmica econômica por traz desse arranjo permite, por exemplo, que a mão de obra que realizará o trabalho nesse centro comercial pode vir de regiões vizinhas, é sensato imaginar também que, em razão do consumo de energia elétrica em baixa tensão ter aumentado na região do novo centro comercial, também aumentará nas regiões vizinhas.

Observe que, no caso citado, nada impede processos de imitação nas regiões vizinhas, que poderão, com o aumento da renda local ocasionada pela atividade do novo centro comercial na região vizinha, criarem oportunidades comerciais locais.

A representação espacial teórica e a forma funcional desse arranjo metodológico podem ser vistas na Figura 8, em que ρ é o coeficiente de autocorrelação espacial da variável dependente, Wy representa a defasagem espacial da variável analisada, X_i representa um conjunto de variáveis explicativas e ϵ é o termo de erro.

Figura 8 - Associação espacial do Modelo de Defasagem Espacial (SAR)²⁴.



Fonte: Adaptado de Almeida (2012).

Um cuidado ao se analisar os resultados desse modelo está no fato de que, “uma mudança em uma única observação (região) associada a uma variável dependente, afetará a própria região (um impacto direto) e potencialmente afetará todas as outras regiões indiretamente (um impacto indireto)” (LESAGE; PACE, 2009, p. 33, tradução nossa). Para isso, basta recordarmos a noção de derivadas parciais e seus efeitos para esse modelo. O conjunto de variáveis explicativas influencia a dependente em uma região ($\partial y_i / \partial X_i$). Todavia, processo similar ocorre nas regiões vizinhas ($\partial y_j / \partial X_j$). O problema está no processo de transbordamento dessa questão, fazendo com que a dependente influenciada diretamente por X_i influencie indiretamente a dependente da região vizinha ($\partial y_j / \partial y_i$). Esse cuidado é necessário sempre que a defasagem das variáveis explicadas ($W y$) estiver presente no modelo espacial em análise. Assim, “o efeito marginal total é a soma dos efeitos marginais diretos e indiretos proporcionados por esta mudança e pela realimentação que ocorre através das regiões”. (ALMEIDA, 2012, p. 157)

5.3.2 Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM)

O significado intuitivo da aplicação da defasagem espacial dos termos de erro (SEM) conduz a uma interpretação diferente da utilizada para o modelo SAR. É sabido que a exclusão de uma variável relevante, e que possua autocorrelação entre as unidades espaciais, eleva o termo de erro (LESAGE; PACE, 2009).

De forma semelhante, como comentado na seção 3.2, a utilização de variantes ao melhor modelo preditivo são realizadas para que se possa tirar conclusões quanto ao seu esclarecimento teórico. Contudo, tal procedimento, afeta o

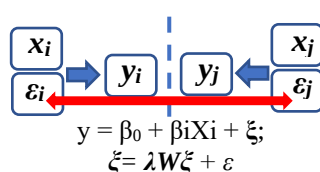
²⁴ As setas direcionais azuis indicam afetação exclusiva das variáveis explicativas e do termo de erro sobre a variável dependente local e a seta direcional vermelha indica que os efeitos de transbordamento sobre as demais unidades espaciais são GLOBAIS.

termo de erro, uma vez que algumas variáveis relevantes são substituídas, para se evitar multicolinearidade. Uma idealização concreta de aplicação desse modelo, a fim de justificá-lo, é imaginar que, para considerar os impactos sugeridos no caso do novo centro comercial sugerido no modelo SAR, um planejador público esteja interessado em avaliar as implicações de outros determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão para a cidade no qual será implantado, bem como para as regiões vizinhas.

Assim, como serão empregados vários modelos preditivos do consumo de energia elétrica em baixa tensão, o que será melhor detalhado na seção 5.4, esse modelo foi considerado. Neste caso, os termos de erro do modelo (ξ), na verdade, são expressos em função de suas defasagens espaciais, além de um termo de erro aleatório (ε).

A representação espacial teórica e a forma funcional desse arranjo metodológico podem ser vistas na Figura 9, em que λ é o coeficiente de autocorrelação espacial, $W\xi$ representa a defasagem espacial dos termos de erro em função de eventual especificação menos adequada (média dos erros das unidades vizinhas), X representa um conjunto de variáveis explicativas, ξ é o termo de erro que afeta de forma global as regiões do conjunto espacial analisado e ε é o termo de erro autônomo de cada região.

Figura 9 - Associação espacial do Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM).



Fonte: Adaptado de Baller *et al.* (2001).

Como no modelo SAR, o efeito conduzido pelo multiplicador espacial (W) afeta todas as unidades analisadas – efeito global. Além disso, como as variáveis dependentes não possuem autoimplicação, não existem efeitos indiretos, razão pela qual os coeficientes (β) associados às variáveis explicativas em cada unidade espacial podem ser interpretados como em um modelo a-espacial.

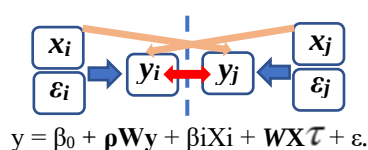
5.3.3 Modelo de Durbin Espacial (SDM)

De forma análoga ao modelo SAR, a questão a ser considerada no Modelo de Durbin Espacial inclui o efeito global de difusão temporal da variável dependente. Todavia, é incluído efeito local desencadeado pela afetação das variáveis explicativas nas regiões vizinhas.

A hipótese adicional testada em relação ao modelo SAR é a de que os determinantes locais do consumo de energia elétrica em baixa tensão explicam também a referida demanda nas unidades espaciais vizinhas. Contudo, a força desse poder explicativo diminui à medida que se afasta dos grandes centros influenciadores locais. Nesse modelo, o efeito do multiplicador espacial das variáveis explicativas (WX) é amortizado espacialmente, sendo mais intenso nas unidades espaciais imediatamente vizinhas, o que caracteriza efeitos locais.

A representação espacial teórica e a forma funcional desse arranjo metodológico podem ser vistas na Figura 10, em que ρ é o coeficiente de autocorrelação espacial da variável dependente, Wy representa a defasagem espacial da variável analisada, X_i representa um conjunto de variáveis explicativas, τ é o coeficiente de autocorrelação espacial das variáveis explicativas, WX representa a defasagem espacial das variáveis explicativas e ε é o termo de erro.

Figura 10 - Associação espacial do Modelo de Durbin Espacial (SDM)²⁵.



Fonte: Adaptado de Almeida (2012).

É necessário salientar que todas as observações realizadas no modelo SAR quanto à defasagem espacial da variável analisada (Wy) afetam os resultados do modelo SDM. Logo, a análise de seus resultados tornasse mais complexa, dado os efeitos diretos e indiretos do transbordamento da variável dependente na região vizinha.

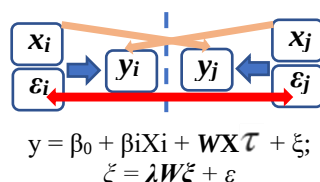
²⁵ A seta direcional nude indica que os efeitos de transbordamento sobre as demais unidades espaciais são LOCAIS.

5.3.4 Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM)

Por fim, o último modelo a ser empregado nesse trabalho considera, por exemplo, que os efeitos de um fluxo migratório imprevisível (cujos efeitos residem nos termos de erro da estimação) sejam estudados concomitantemente com os efeitos de transbordamento explicativo de determinadas variáveis explicativas. Como no modelo SDM, essa afetação espacial perde força à medida que se afasta dos principais centros influenciadores (efeito local).

A representação espacial teórica e a forma funcional desse arranjo metodológico podem ser vistas na Figura 11, em que λ é o coeficiente de autocorrelação espacial, $W\xi$ representa a defasagem espacial dos termos de erro em função de eventual especificação menos adequada (média dos erros das unidades vizinhas), X_i representa um conjunto de variáveis explicativas, WX representa a defasagem espacial das variáveis explicativas, ξ é o termo de erro que afeta de forma global as regiões do conjunto espacial analisado e ε é o termo de erro autônomo de cada região.

Figura 11 - Associação espacial do Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM).



Fonte: Adaptado de Almeida (2012).

5.3.5 A estimação por Máxima Verossimilhança

Uma importante decisão no momento de empregar um método econométrico é a escolha do estimador a ser utilizado. O estimador mais amplamente conhecido é o estimador por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Contudo, conforme LeSage (2008, p. 30, tradução nossa), o método de “mínimos quadrados ordinários não pode ser usado para produzir estimativas consistentes para modelos de regressão espacial”. Dessa maneira, foram identificados uma série de estimadores melhores

para os modelos espaciais ao longo do tempo²⁶. Conforme Souza; Mattos e Almeida (2017, p. 11), o estimador por Máxima Verossimilhança (ML) é “o método alternativo ao MQO mais eficiente”.

A questão de maior relevância para a utilização desse estimador é que, além de reunir as características desejáveis em termos de estimação (consistência, eficiência assintótica, normalidade assintótica e invariância)²⁷, o mesmo é capaz de resolver os problemas identificados em cada caso a ser aplicado na presente pesquisa.

O problema existente nos modelos SAR e SDM, e que resultaria em viés das estimativas, está relacionado com a endogeneidade existente entre os termos y e Wy . Contudo, conforme Lee (2004), mesmo sob essas condições, o estimador por ML é consistente e eficiente.

No tocante aos modelos SEM e SDEM, a consideração de ajustes metodológicos ensejadores de perda de eficiência, como a substituição de variáveis relevantes, também é resolvida com o uso do estimador por ML.

Assim, é necessário lembrar os conceitos relativos a esse método de estimação. Considerando $(y_1, y_2, \dots, y_n)$ como uma amostra qualquer cuja função de densidade de probabilidade (fdp), que está associada com a forma funcional da distribuição de probabilidades da amostra e, conseqüentemente, depende desta, pode ser definida como o produto das densidades de cada observação, como descrito em (19).

$$\prod_{i=1}^n f(y, \theta) \quad (19)$$

A função de verossimilhança é exatamente a função de densidade de probabilidade (fdp) vista como função do vetor de parâmetros desconhecidos θ , $L(\theta, y)$, em que os valores de y são fixos e os valores de θ variáveis. Por fim, a função de máxima verossimilhança é aquela cujo vetor de estimativas de θ maximiza a probabilidade de obtenção da amostra específica. Logo, basta tomar as derivadas da função de verossimilhança e igualar a zero. Para facilitar o processo de cálculo,

²⁶ Elhorst (2014) verificou, em análise referencial de vários autores, o emprego de estimadores por Máxima Verossimilhança (ML), Quase-Máxima Verossimilhança (QML), Variáveis Instrumentais (IV), Método de Momentos Generalizados (GMM) e Método Bayesiano de Cadeia de Monte Carlo (MCMC).

²⁷ Conforme Greene (2000, p. 126-127).

normalmente é utilizado o logaritmo natural da função de verossimilhança. Ainda, como a normalidade dos resíduos de estimativas econométricas é pressuposto de validade de modelos, considera-se que a fdp possui distribuição normal.

Como exemplo, para uma variável aleatória com Distribuição Normal, média μ e variância constante (σ^2) - $y \sim N(\mu, \sigma^2)$, a fdp baseia-se nesse tipo de distribuição e, conseqüentemente assume tal forma, como descrito em (20).

$$f(y, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (y_i - \mu)^2\right) \quad (20)$$

Aplicando os conceitos descritos, a função de máxima verossimilhança com aplicação de seu logaritmo natural simplificador das estimativas pode ser visto em (21). Para determinação dos estimadores de média e variância, por exemplo, bastaria derivar (21) em relação a estes parâmetros e igualar a zero.

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln 2\pi - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_1^T (y_i - \mu)^2 \quad (21)$$

Percebe-se, portanto, que o maior complicador do método está em se definir a função de verossimilhança. A encresca torna-se maior quando se inclui o espaço nas estimativas. Anselin; Le Gallo; Jayet (2006) identificaram, por exemplo, que a endogeneidade entre y e Wy e a dependência espacial entre as observações devem ser consideradas nas estimativas.

Por sorte, o debate no campo da econometria espacial avança e obras, como Fotheringham e Rogerson (2009), Almeida (2010) e Elhorst (2014), descreveram funções de verossimilhança para modelos espaciais, com comentários extensos sobre as implicações do tratamento econométrico adequado. Suas formas funcionais são complexas e levam em conta as considerações necessárias ao tratamento da dependência espacial. Sua demonstração dedutiva é desnecessária para o entendimento do método e sua aplicação objetiva à pesquisa.

Contudo, é possível identificar as funções de verossimilhança básicas aplicáveis ao presente exame com base nas análises comentadas acima. As mesmas consideram efeitos espaciais exclusivos do transbordamento espacial da variável dependente (modelo SAR) em condições de análise com dados em painel de efeitos fixos e aleatórios (equação 22 para ambos), além das que avaliam as condições de

tratamento dos efeitos espaciais que contam apenas com os efeitos de espraçamento dos erros (modelo SEM) em análises com dados em painel com efeitos fixos (23) e aleatório (24.1 e 24.2).

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_n - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T [y_{it}^* - \rho(\sum_{j=1}^n W_{ij} y_{ij})^* - X_{it}^* \beta]^2 \quad (22)$$

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) + T \ln |I_n - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T [y_{it}^* - \lambda(\sum_{j=1}^n W_{ij} y_{ij})^* - [X_{it}^* - \lambda(\sum_{j=1}^n W_{ij} X_{ij})^*] \beta]^2 \quad (23)$$

$$\ln L = -\frac{nT}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \ln [1 + T\phi(1 - \rho\omega_i)^2] + T \sum_{i=1}^n \ln (1 - \rho\omega_i) - \frac{1}{2\sigma^2} e^0 e^0 \quad (24.1)$$

$$e^0 = y^0 - X^0 \beta \quad (24.2)$$

Percebe-se que a inclusão de efeitos espaciais relativos à variável dependente (Wy) é mais facilmente tratada que a incorporação dos efeitos dos erros correlacionados espacialmente ($W\xi$). Os desdobramentos dedutíveis para os demais modelos testados (SDM e SDEM) podem ser extraídos a partir das mesmas equações, em cada caso, incluindo-se apenas os efeitos de espraçamento das variáveis independentes (WX).

Além das noções de especificação da função de verossimilhança, é importante frisar que a utilização do estimador por ML necessita garantir a normalidade dos termos de erro, o que é afeiçoado pela característica assintótica²⁸ da amostra no caso em análise.

Uma forma de demonstrar a eficiência do estimador é a comprovação de que a variância dos termos de erro após sua aplicação é estatisticamente constante. Em outras palavras, é necessário demonstrar que os termos de erro são homocedásticos

²⁸ Conforme Almeida (2010), se a amostra for pequena, não há garantia de que se obtenham estimativas consistentes e eficientes com o estimador por Máxima Verossimilhança.

como forma de evidenciar a eficiência do estimador por ML. Assim, para comprovar que essas características estão presentes nas estimações realizadas, é possível utilizar o Teste de White. Conforme Wooldridge (2010), é possível utilizar a equação (25) para realizar tal teste.

$$u^2 = \delta_0 + \delta_1 \hat{y} + \delta_2 \hat{y}^2 \quad (25)$$

onde

u^2 é o quadrado dos resíduos da estimativa;

$\hat{y}$ é o valor predito (estimado), tomando por base os betas estimados e os valores das variáveis explicativas; e

$\hat{y}^2$ é o quadrado dos valores preditos.

Nesse caso, o valor do teste de White é obtido pela multiplicação do tamanho da amostra (n) pelo coeficiente de determinação (R^2) de (25). Se o valor do teste for menor que o valor correspondente da estatística Qui-Quadrada (χ_n^2) com dois graus de liberdade, comprova-se que os termos de erros do modelo estimado são homocedásticos. (GUJARATI; PORTER, 2011)

5.3.6 A escolha do melhor modelo para controle da dependência espacial

Percebe-se que a escolha dos quatro modelos a serem empregados possuem, em si, uma ideia de complementariedade explicativa. Os dois primeiros modelos consideram, separadamente, efeitos de transbordamento da variável dependente (SAR) e de efeitos não modelados (SEM). Os dois modelos seguintes (SDM e SDEM), partindo dos primeiros, incorporam a influência de variáveis explicativas sobre as unidades espaciais vizinhas, considerando sua perda de influência à medida que se aumenta a distância dos maiores centros influenciadores. Um resumo dos mesmos pode ser visto no Quadro 4.

Contudo, é necessário estabelecer qual o melhor modelo para controle da dependência espacial. Para isso, bastaria verificar qual deles possuía o melhor coeficiente de determinação (R^2). No entanto, como os modelos SEM e SDEM preveem a existência de autocorrelação espacial dos termos de erro, a medida de qualidade de ajustamento comumente utilizada não pode ser empregada (ALMEIDA,

2012). Uma forma de resolver essa questão é utilizar o próprio resultado da função de verossimilhança como critério para escolha entre os modelos. Logo, para realizar a escolha da melhor forma de controlar a dependência espacial em cada modelo a ser descrito em 5.5.1, serão utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC)²⁹. Segundo estes, o melhor modelo é o que apresenta o menor valor do critério de informação.

Quadro 4 – Modelos Espaciais a serem empregados para controle da dependência espacial.

Modelo	Parâmetro Espacial	Defasagem Espacial	Alcance
SAR	ρ	Wy	Global na variável dependente defasada espacialmente (y).
SEM	λ	$W\xi$	Global no termo de erro (ξ).
SDM	ρ e τ	Wy e WX	Global na variável dependente defasada espacialmente (y); e Local nas variáveis explicativas defasadas (X)
SDEM	λ e τ	$W\xi$ e WX	Global no termo de erro (ξ); e Local nas variáveis explicativas defasadas (X).

Fonte: O autor.

5.4 PAINEL DE DADOS

Uma descrição mais intuitiva da dinâmica espacial requisitou, na seção anterior, de uma revisão dos modelos espaciais que serão utilizados. Na mesma, presumia-se que os dados eram de corte transversal (*cross-section*). Conforme Anselin (1988), a ideia de combinar cortes transversais e séries-temporais foi realizada pela primeira vez no final da década de 1930.

Assim, como a ideia do presente trabalho é focar no resultado das estimativas de equilíbrio de longo prazo a fim de poder compará-las com os resultados já verificados em modelos anteriores e que não consideravam a questão espacial, o foco está em estimar os modelos a serem descritos na subseção 5.5.1. utilizando dados em painel.

Do ponto de vista conceitual, a análise em painel de dados consiste na verificação conjunta de dados de corte transversal em uma sequência temporal. “Esse conjunto de dados fornece ricas fontes de informações sobre a economia” (GREENE, 2000, p. 557, tradução nossa). Contudo, esse tipo de estimação, como se verá, traz

²⁹ Também conhecido como Critério Bayesiano de Schwarz.

uma série de benefícios se comparado aos modelos com dados em corte transversal. Entretanto, exige alguns cuidados.

Salienta-se que, do ponto de vista analítico, dadas as vantagens em se estabelecer um estudo com dados longitudinais, “a análise da política governamental é muito mais apropriada com o uso de conjuntos de dados em painel”. (WOOLDRIDGE, 2010, p. 417)

No tocante a uma das questões iniciais de sua proposição, é notório perceber que, quando se trata de análises econômicas, alguns fatores, embora relativamente invariáveis no tempo, podem interferir na dinâmica da variável dependente sem que possam ser mensurados (GUJARATI; PORTER, 2011). Esses fatores são as heterogeneidades não-observáveis.

Por exemplo, poder-se-ia conduzir estudo sobre o consumo de energia em baixa tensão entre duas regiões com base em seus determinantes marshallianos (preço e renda). Contudo, a referida demanda é influenciada também por características próprias e imensuráveis dessas regiões, como as preferências de seus habitantes ou seu grau de empreendedorismo. Observe que “haveria fatores que determinam a variável dependente, mas não estão sendo considerados na equação dentro do conjunto de variáveis explicativas, por não serem diretamente observáveis ou mensuráveis” (LOUREIRO; COSTA, 2009, p. 4).

Percebe-se que as estimativas são afetadas pelos efeitos que essas variáveis não mensuráveis geram. Contudo, “Na análise econométrica de dados em painel, não podemos supor que as observações sejam independentemente distribuídas ao longo do tempo” (WOOLDRIDGE, 2010, p. 17). Esse fato aproxima os pressupostos da análise com dados em painel as hipóteses da Econometria Espacial.

Algumas vantagens de se trabalhar com dados em painel são, conforme Almeida (2010) e Elhorst (2014), que (i) a eficiência do estimador é ampliada em virtude do elevado grau de liberdade, (ii) o efeito de períodos atípicos é diluído, (iii) o grau de colinearidade entre as variáveis é menor em função do tempo e (iv) a influência do efeito da omissão de variáveis relevantes sobre as propriedades dos estimadores é reduzida.

Uma questão relevante quanto às vantagens de se trabalhar com dados em painel está no fato de controlar as heterogeneidades individuais não observáveis. Conforme Baltagi (2005, p. 4, tradução nossa), “os estudos de séries temporais e de

cross-section, que não controlam essa heterogeneidade, correm o risco de obter resultados tendenciosos”.

Outro ponto relevante está relacionado com a dinâmica econômica regional. Períodos de desemprego, flutuações de renda e mobilidade social ocasionados pela variabilidade das condições climáticas, por exemplo, ou mesmo pela duração limitada de uma política de incentivos setoriais, ensejam variações de consumo que podem não ser suavizadas em estudos com dados de apenas um período.

Nesse sentido, o tratamento econométrico proporcionado pela estimação com dados em painel, que considera uma extensão temporal maior de dados, leva a estimativas mais confiáveis. (FREES, 2004)

Os problemas advindos do exame econométrico com dados em painel estão exatamente no fato da existência dos dados ao longo do tempo e do alinhamento destes com a uniformidade dos arranjos espaciais analisados. Logo, além do balanceamento dos dados, é necessário que caso tenham ocorrido agrupamentos ou desmembramentos de unidades espaciais, estes fatos se reflitam nos dados utilizados.

Além disso, devido a análise a ser desenvolvida na presente pesquisa tratar-se de um exame espacial, é forçoso entender que a matriz de pesos utilizada, construída conforme critérios já delimitados, deve ser a mesma ao longo de todo o período analisado.

Ainda, devido a análise ser comparativa, é necessário também que a matriz de pesos utilizada em ambos os espaços seja a mesma, para que os critérios comparativos sejam justos em termos dos determinantes espaciais projetados.

Do ponto de vista metodológico, conforme Eom; Lee e Xu (2007), uma qualidade essencial da análise com dados em painel reside no fato de serem possíveis diferentes arranjos estimativos. Essencialmente, existem três formas de se trabalhar com dados em painel. A primeira desconsidera os efeitos da heterogeneidade não-observável. As demais avaliam seus efeitos com diferentes abordagens técnicas.

5.4.1 Modelo de Painel em *Pooled*

Para compreender os citados arranjos metodológicos, partamos de uma forma funcional mais genérica para o caso de dados em corte transversal, conforme equação (26):

$$y_{it} = \beta X_{it} + \alpha Z_i + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

Nessa estrutura, y representa a variável de estudo; o subscrito i identificada cada unidade analisada; o subscrito t identifica cada unidade de tempo; β sinaliza o coeficiente de cada variável explicativa; X delineia um conjunto de variáveis explicativas; αZ_i representa a heterogeneidade individual de cada unidade analisada, sendo que Z_i representa as características próprias identificáveis, como sexo ou etnia, e α identifica aquelas que não são observáveis, como preferências ou grau de empreendedorismo; por último, ε_{it} representa o termo de erro.

Na análise em *pooled*, parte-se do pressuposto que a heterogeneidade não-observável não é capaz de influenciar o resultado das estimativas. Logo, $\alpha=0$ e, por conseguinte, a equação (26) assume a forma mais simples possível de estimação econométrica. Ainda, como as características individuais e constantes no tempo não são significativas, a ordenação dos dados é empilhada de forma a não considerar o tempo e facilitar a estimação. Quando se imagina sua aplicação aos modelos de controle da dependência espacial, não existem ajustes adicionais aos que já se encontram descritos nas seções 5.3.1 a 5.3.4.

Por essa razão, e partindo do pressuposto de que o termo de erro não é relacionado com as variáveis explicativas, o modelo *pooled* aplica o estimador por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) ao conjunto de dados agrupados.

Essa metodologia possui o inconveniente de simplificar a estrutura de dados, o que faz com que não seja “possível medir o tempo e os efeitos unitários específicos” (EOM; LEE; XU, 2007, p. 583, tradução nossa). Contudo, a suposição básica considerada nesse modelo geralmente não se confirma, o que leva a estimativas inconsistentes (GUJARATI, 2011). Sua importância está relacionada com o teste de sua suposição básica (a heterogeneidade não-observável não é significativa) e ao fato de que, em alguns casos, o aumento de observações empilhadas pode levar a estimativas significantes.

5.4.2 Modelo de Painel com Efeitos Fixos

Diferentemente do modelo *pooled*, os outros modelos aplicáveis a dados em painel consideram a importância de se levarem em conta a heterogeneidade não-

observável. Existem duas formas de tratá-la. Primeira, considerando que seus efeitos individuais são fixos em todas as unidades espaciais ao longo do tempo e, portanto, seu impacto é refletido no intercepto da regressão. Segundo, é possível entendê-los como de afetação aleatória nas unidades espaciais ao longo do tempo. Nesse caso, seu impacto é refletido no termo de erro.

Os modelos de efeito fixo captam os efeitos da heterogeneidade não-observável como termo independente, ou seja, não representam um componente explicativo direto do modelo. Ainda, considera-se que ele se encontra correlacionado com o conjunto de variáveis explicativas selecionado. Logo, seus efeitos aparecem no termo independente. Uma forma funcional de verificar sua estrutura com dados em corte transversal, seria pela simplificação da equação (26), conforme equação (27):

$$y_{it} = \beta X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

Percebe-se, portanto, que o termo αZ_i foi reduzido a α_i . Esse fato não significa que a heterogeneidade observável foi excluída da estimação, mas que α_i “incorpora todos os efeitos observáveis e especifica uma média condicional estimável” (GREENE, 2000, p. 557, tradução nossa). Dessa forma, como já comentado, no modelo de efeitos fixos, a heterogeneidade não-observável é considerada no intercepto da regressão.

Contudo, no contexto de uma análise espacial, o arranjo descrito em (27) deve ser adaptado para uma especificação geral de um modelo de painel de dados espacial com Efeitos Fixos, conforme equações (28.1) a (28.3), verifica-se o surgimento de dois novos elementos em relação às formas funcionais descritas nas seções 5.3.1 a 5.3.4, a saber: α_0 , que representa o vetor de efeitos fixos não observáveis, e o subscrito t, que representa a informação de cada variável em cada período. Observe que como a heterogeneidade não-observável é considerada fixa ao longo do tempo, a mesma não possui o subscrito t.

$$y_t = \beta + \rho W y_t + \beta X_t + W X_t \tau + \xi_t \quad (\beta = \alpha_0 + \beta_0) \quad (28.1)$$

$$\xi_t = \lambda W \xi_t + \varepsilon_t \quad (28.2)$$

ou

$$\xi_t = \gamma W \varepsilon_t + \varepsilon_t \quad (28.3)$$

A especificação particular de cada modelo a ser tratado pode ser estabelecida a partir das considerações do Quadro 4 para os parâmetros espaciais existentes em cada caso. Como exemplo, no modelo SAR existe apenas o parâmetro espacial ρ . Logo é necessário interpretar $\tau=\lambda=\gamma=0$, fazendo com que (28.1), para o caso específico do SAR, seja $y_t = \beta + \rho W y_t + \beta X_t + \varepsilon_t$.

5.4.3 Modelo de Painel com Efeitos Aleatórios

Diferentemente do Modelo com Efeitos Fixos, os efeitos da heterogeneidade não-observável no modelo com Efeitos Aleatórios são refletidos no termo de erro da regressão. Conforme Baltagi (2005), esse tipo de modelagem é apropriada quando são escolhidos espaços aleatórios de uma grande população. Ainda, quando se supõe que a heterogeneidade não-observável é uma variável explicativa não correlacionada com nenhuma dos outros regressores. (WOOLDRIDGE, 2010) Esta última suposição é realizada com o intuito de controlar (ou eliminar) os efeitos da heterogeneidade não observável.

Embora, o foco da presente pesquisa não considere amostras aleatórias dos espaços a serem analisados, é necessário tecer comentários quanto à adaptação da forma funcional descrita em (26) para um modelo de dados em corte transversal, conforme equações (29.1) e (29.2), para o caso de um modelo de efeitos aleatórios numa análise com dados em painel.

$$y_{it} = \beta X_{it} + E[Z_i \alpha] + \{Z_i \alpha - E[Z_i \alpha]\} + \varepsilon_{it} \quad (29.1)$$

$$y_{it} = \beta X_{it} + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad (29.2)$$

Nota-se que o termo u_i representa o artifício aleatório de cada unidade analisada. Seu conceito assemelha-se ao do termo de erro ε_{it} , menos devido ao fato de que é realizado um processo estocástico na estimativa e que é processado de forma idêntica em todos os períodos.

Importante salientar que a principal diferença entre os modelos de efeito fixo e aleatório encontra-se no fato de que a heterogeneidade não observada não é considerada correlacionada com o conjunto de variáveis explicativas selecionado (efeito aleatório) ou se é (efeito fixo).

Como realizado no modelo de efeitos fixos, são necessários ajustes nas formas funcionais estabelecidas nas seções 5.3.1 a 5.3.4 para uma adaptação dentro do contexto de estimativas que consideram o espaço. Para isso, descreve-se uma forma geral para o modelo de efeitos aleatórios, como a descrita em Almeida (2012), conforme equações (30.1) e (30.2), para o caso de um modelo de efeitos aleatórios adaptado à análise espacial.

$$y_t = \beta_0 + \rho W y_t + \beta X_t + W X_t \tau + \xi_t \quad (30.1)$$

$$\xi_t = \alpha_0 + \lambda W \xi_t + \varepsilon_t \quad (30.2)$$

Como no modelo de efeitos fixos, a especificação particular de cada modelo a ser tratado pode ser estabelecida a partir das considerações do Quadro 4 para os parâmetros espaciais existentes em cada caso. Como exemplo, no modelo SEM existe apenas o parâmetro espacial λ . Logo é necessário interpretar $\rho = \lambda = \tau = 0$, fazendo com que (30.1) para o caso específico do SEM seja $y_t = \beta_0 + \beta X_t + \xi_t$ ($\xi_t = \alpha_0 + \lambda W \xi_t + \varepsilon_t$).

5.5 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A fim de se estabelecer a possibilidade de critérios comparativos para se verificar a eventualidade de resultados da aplicação da técnica econométrica-espacial ao estudo da demanda por energia elétrica em baixa tensão, faz-se necessário tecer comentários à estratégia que será adotada pela presente pesquisa.

Como o campo de estudo da demanda por energia é bastante amplo, como pôde ser confirmado na revisão de literatura, a construção do estudo não focará apenas nos determinantes marshallianos da demanda (preço e renda), mas, de forma complementar, nos determinantes sociais que (des)estimulam o referido consumo.

Dessa forma, a presente seção tratará inicialmente de descrever os modelos empíricos a serem testados. Em seguida, serão apresentadas as fontes de dados e os tratamentos realizados para que se pudesse dar seguimento à modelagem. Por último, será abordada a fundamentação pela escolha pelos Estados do Ceará e do Paraná.

5.5.1 Modelos empíricos de análise

Como mencionado, os principais determinantes da demanda por energia elétrica são o preço, a renda e o preço de bens substitutos (determinantes marshallianos). Todavia, dado que, de forma objetiva, a energia elétrica não pode ser substituída com efetividade por outros bens, uma vez que, como citado na seção 2, a energia elétrica no Brasil, na verdade, trata-se de um monopólio natural, a consideração de substitutos seria imprecisa do ponto de vista teórico. Logo, os modelos a serem testados na pesquisa verificarão a reação da demanda por energia elétrica em baixa tensão em um modelo clássico (marshalliano), como descrito na equação (31).

$$C_t = P_t^\alpha \cdot Y_t^\beta \cdot \varepsilon^\mu \quad (31)$$

$(\alpha < 0; \beta > 0)$

Nesse modelo, C_t é o consumo per capita de energia elétrica em baixa tensão por município em cada ano t ; P_t representa o preço da energia elétrica em baixa tensão em cada município em cada ano t ; e Y_t é a renda per capita municipal em cada ano t . Os coeficientes α e β são os níveis de sensibilidade da demanda ao preço e à renda, respectivamente. Os sinais esperados, conforme a literatura, são negativo para α e positivo para β , o que significa dizer que variações positivas no preço impactam negativamente o consumo de energia elétrica em baixa tensão enquanto variações positivas na renda impactam positivamente.

De forma a poder realizar uma leitura direta quanto aos resultados da pesquisa para os coeficientes α e β , foi tomado o logaritmo da equação (31), fazendo a mesma ter a forma descrita na equação (32). Essa transformação monotônica permite a interpretação objetiva de α como a elasticidade-preço da demanda por energia elétrica em baixa tensão e de β como a elasticidade-renda.

$$\text{Log } C_t = \alpha \cdot \text{Log } P_t + \beta \cdot \text{Log } Y_t \quad (32)$$

Esse modelo já foi objetivo de verificação em vários trabalhos e tem como intuito realizar uma dedução direta quanto às razões de ainda não terem sido empregados métodos econométricos para a análise da demanda por energia elétrica

em baixa tensão. Para isso, o roteiro inicial das atividades empíricas realizará testes de todos os modelos com dados em painel a-espacial (tradicional) a fim de verificar os resultados caso as técnicas espaciais não fossem empregadas. Além disso, o resultado do modelo com determinantes marshallianos, para fins de comparação entre os Estados analisados, permitirá replicar os estudos, analisando num nível de agregação menor, com níveis de desenvolvimento diferentes e a inclusão da implicação de efeitos de transbordamento, visando assim verificar se mantem os resultados e as expectativas teóricas permanecem.

Após ter-se uma visão geral quanto às conclusões comparativas dos principais determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão, será realizada estimativa das considerações do desenvolvimento humano para a demanda do referido bem. Essa análise tem intuito de se avaliar os impactos de determinantes sociais para a demanda por energia elétrica em baixa tensão. Para isso, a equação (31) será ajustada, de forma a evitar problemas com multicolinearidade. A forma funcional do segundo modelo a ser testado seguirá a equação (33).

$$C_i = P_t^\alpha \cdot F_t^\beta \cdot BF_t^\gamma \cdot VPIB_t^\phi \quad (33)$$

($\alpha < 0$; $\beta > 0$; $\gamma < 0$ ou > 0 ; $\phi > 0$)

Como é possível perceber, a variável renda (Y_t) foi substituída pela variável F_t , que representa o nível individual de desenvolvimento humano de cada município ao longo do período de análise. O sinal esperado para a variável F_t é positivo, o que indicaria que acréscimos no nível de desenvolvimento humano elevariam o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica.

Além disso, foram incluídas duas variáveis de controle. A primeira (BF_t), representa a razão entre a quantidade de famílias atendidas pelo Programa Bolsa Família para cada grupo de 100.000 habitantes³⁰ por município ao longo do período de análise. O objetivo desta variável é permitir a comparação entre locais com diferentes tamanhos de população e neutralizar o crescimento populacional, permitindo assim a comparação a médio e longo prazos da influência desse programa para o consumo de energia elétrica em baixa tensão. A escolha do referido programa como variável de controle fundamenta-se pelo fato de o mesmo estar em plena vigência durante todo o

³⁰ $BF_t = \left[\frac{n^\circ \text{ de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família}}{(População/100.000)} \right]$

período da pesquisa, bem como por seus efeitos sobre a renda das famílias, uma vez que esta variável relevante foi excluída do primeiro modelo.

Cabe esclarecer que, intuitivamente, o sinal esperado para o indicador BF_t pode ter dois sentidos: caso seja negativo, serviria como indicativo de que o Programa Bolsa Família ainda não atendeu seus objetivos, e portanto, o indicador serviria como uma *proxy* para dependência social, logo aumento da dependência social ensejaria diminuição da demanda por energia elétrica em baixa tensão; por outro lado, caso o resultado do indicador seja positivo, haveriam evidências de que o Programa Bolsa Família tenha alcançado seus objetivos e, portanto, serviria como uma *proxy* de renda mínima, razão pela qual acréscimos no indicador ensejariam aumentos da demanda por energia elétrica em baixa tensão.

A segunda variável de controle ($VPIB_t$) representa a variação do PIB per capita de cada município ao longo do período de análise. A intenção do mesmo é captar a influência de crises para a demanda por energia elétrica em baixa tensão no período analisado. A fundamentação de sua escolha baseia-se, como no caso da variável BF_t , por sua relação direta com a renda, variável relevante excluída do primeiro modelo a ser estimado.

A elasticidade-crise (φ) é essencial para se estimar os impactos, por exemplo, que colapsos econômicos, como o vivenciado pela epidemia da Covid-19, podem ter para a demanda por energia elétrica em baixa tensão. O sinal esperado para este controle é positivo, significando que variações positivas da atividade econômica influenciam positivamente a demanda por energia elétrica em baixa tensão nos estados analisados.

Da mesma forma que, para o primeiro modelo, foi tomado o logaritmo da equação (31), de modo que a leitura de seus coeficientes seja direta; para o segundo modelo, igual procedimento será realizado. Dessa forma, a equação (33) será estimada conforme indicado na equação (34).

$$\text{Log } C_t = \alpha \cdot \text{Log } P_t + \beta \cdot \text{Log } F_t + \gamma \cdot \text{Log } BF_t + \varphi \cdot \text{Log } VPIB_t \quad (34)$$

Após as considerações econômicas e sociais que serão verificadas pela equação (34), pretende-se aprofundar a análise de indicadores sociais com a estratificação do índice de desenvolvimento humano em seus subíndices (saúde,

educação e renda). Para tornar essa análise possível, a equação (33) será ajustada, conforme (35).

$$C_i = P_i^\alpha \cdot FS_i^{\beta_1} \cdot FE_i^{\beta_2} \cdot FR_i^{\beta_3} \cdot BF_i^\gamma \cdot VPIB_i^\varphi \quad (35)$$

($\alpha < 0$; $\beta_1 > 0$; $\beta_2 > 0$; $\beta_3 > 0$; $\gamma > 0$; $\varphi > 0$)

Nesse caso, FS_i representa o subíndice de desenvolvimento relativo à saúde dos indivíduos de cada localidade ao longo do período analisado; FE_i representa o subíndice de desenvolvimento relativo à educação de cada município ao longo do período analisado; e FR_i representa o subíndice de desenvolvimento relativo à renda de cada localidade ao longo do período analisado. Em todos os casos, espera-se uma relação direta (positiva) entre os incrementos de cada face do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão.

Seguindo o mesmo procedimento estabelecido para os primeiros dois modelos, toma-se o logaritmo de toda equação (35), de modo a conduzir à uma análise direta de suas estimativas. O resultado da forma funcional a ser testada pelo terceiro modelo pode ser vista na equação (36).

$$\text{Log } C_i = \alpha \cdot \text{Log } P_i + \beta_1 \cdot \text{Log } FS_i + \beta_2 \cdot \text{Log } FE_i + \beta_3 \cdot \text{Log } FR_i + \gamma \cdot \text{Log } BF_i + \varphi \cdot \text{Log } VPIB_i \quad (36)$$

Por último, de forma a realizar uma complementariedade analítica quanto aos efeitos de uma abordagem mais relacionada à atividade econômica, será realizada uma estimativa considerando os três principais setores produtivos como regressores. Para tanto, o modelo clássico (marshalliano), descrito na equação (31), foi ajustado conforme equação (37).

$$C_i = P_i^\alpha \cdot NIND_i^{\theta_1} \cdot NSERV_i^{\theta_2} \cdot NAGRO_i^{\theta_3} \cdot BF_i^\gamma \cdot VPIB_i^\varphi \quad (37)$$

($\alpha < 0$; $\theta_1 > 0$; $\theta_2 > 0$; $\theta_3 > 0$; $\gamma > 0$; $\varphi > 0$)

As variáveis incluídas nesse modelo ($NIND$, $NSERV$ e $NAGRO$) representam, respectivamente, a parcela per capita do número de empresas relacionadas aos setores industrial, serviços³¹ e agropecuário em cada município da análise durante o

³¹ Na rubrica $NSERV$ encontram-se somados os dados relativos à construção civil e comércio.

período em exame. Da mesma forma que para os três primeiros modelos, foi tomado o logaritmo da equação (37), de modo que a leitura de seus coeficientes seja direta. Assim, a equação (37) será estimada conforme indicado na equação (38).

$$\text{Log } C_i = \alpha \cdot \text{Log } P_i + \theta_1 \cdot \text{LogNIND}_i + \theta_2 \cdot \text{LogNSERV}_i + \theta_3 \cdot \text{LogNAGRO}_i + \gamma \cdot \text{Log BFi} + \varphi \cdot \text{Log VPIB}_i \quad (38)$$

Com a condução evolutiva desses quatro modelos, espera-se tirar conclusões mais completas quanto à demanda por energia elétrica em baixa tensão e seus determinantes econômicos e sociais. O quadro 5 apresenta um resumo dos mesmos.

Quadro 5 – Resumo dos modelos empíricos a serem empregados.

Modelo	Regressores	Objetivos
1	Preço e renda	Comparar das implicações dos modelos espaciais com modelos a-espaciais e verificar o impacto dos principais determinantes do consumo de energia elétrica em baixa tensão em cada região analisada.
2	Preço, desenvolvimento humano e controles*.	Verificar, objetivamente, os impactos do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão em cada região analisada.
3	Preço, subíndice de desenvolvimento de saúde, subíndice de desenvolvimento de educação, subíndice de desenvolvimento de renda e controles*.	Averiguar quais faces do desenvolvimento humano são capazes de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão em cada região analisada.
4	Preço, número per capita da quantidade de empresas dos três principais setores da economia e controles*	Apurar os impactos de cada setor da atividade econômica para o consumo de energia elétrica em baixa tensão em cada região analisada.

Fonte: O autor.

Nota: Os controles são a Razão de Dependência Social (ou Renda Mínima, conforme se verifique) – BFP; e a Variação da atividade econômica – VPIB.

5.5.2 Dados

Conforme Almeida (2012, p. 48), “na econometria espacial, não é apenas a sua metodologia que se revela diferente, mas os dados usados também são distintos”.

Existe, na verdade, uma série de limitações ao uso dessa técnica e que estão relacionadas, inicialmente, com a existência das informações. Como se pode imaginar, o controle de dados de qualquer informação nem sempre foi concebido para ter a melhor informação no menor nível de detalhamento espacial possível. Logo, a existência de dados georreferenciados e em unidades espaciais necessariamente menores é limitante para a aplicação da técnica e para a escolha da área de estudo.

Outro problema relacionado com o uso da técnica espacial é a escolha do nível de agregação espacial dos dados. Como definido por Piantadosi; Byar e Green (1988), erros graves podem ocorrer quando em uma análise faz-se a suposição aparentemente natural de que as inferências de grupo podem ser consideradas como pertencentes aos indivíduos. Esse erro de concepção é conhecido como Falácia Ecológica. Nesse sentido, é possível definir também que, dadas as condições necessárias ao melhor resultado da técnica econométrica-espacial, é necessária a utilização de dados no menor nível de agregação possível. Para se evitar esse tipo de problema foi que a análise com dados municipais foi escolhida dentro desta pesquisa, sendo a informação com menor nível de agregação com a técnica econométrica-espacial aplicada ao consumo de energia elétrica.

Os problemas com dados espaciais ainda estão relacionados com possíveis variações das unidades de medida das variáveis entre as áreas de estudo e com a variação do próprio espaço no tempo. Nesses casos, é preciso entender que as unidades de medida das variáveis e os tratamentos de que necessitam devem resultar em unidades idênticas para todas as unidades espaciais analisadas. Ainda, o espaço deve ser tratado de modo que as eventuais aglutinações ou desmembramentos de espaços possuam, dentro da análise, o mesmo posicionamento geográfico durante todo o período de análise. Nesse sentido, é preciso esclarecer que não ocorreram variações espaciais dos municípios dentro dos Estados analisados na presente pesquisa.

Por último, pode-se inferir que a análise de uma limitada região geográfica é afetada pelas áreas circunscritas a esta, muito embora não façam parte da pesquisa. Nesse sentido, embora alguns estudos para resolver este problema tenham sido propostos, conforme Almeida (2012), ainda não existem soluções definitivas para esse problema.

Tendo em vista essas ponderações, a fim de permitir que a técnica econométrica-espacial seja empregada de maneira adequada, faz-se necessário

descrever as bases de dados utilizadas e os tratamentos que foram realizados em cada caso.

Consumo de energia elétrica em baixa tensão

Tradicionalmente, o estudo acerca da demanda por energia elétrica é baseado na análise por classes de consumo (residencial, rural, comercial, industrial, etc.). Nesse tipo de abordagem, os segmentos de consumo são separados por ramo de demanda. Contudo, é necessário perceber que os tipos de estruturas disponibilizadas e, conseqüentemente, seus custos, podem possuir sobreamentos entre essas classes. Basta perceber, por exemplo, que as demandas residenciais e comerciais em grandes centros urbanos utilizam basicamente as mesmas estruturas. Logo, como não foram verificados estudos empíricos quanto à demanda de energia elétrica das unidades conectadas a estruturas semelhantes, esse trabalho objetiva trazer considerações iniciais para o debate.

Como mencionado, um dos problemas a se resolver quando se trabalha com dados espaciais é que os mesmos estejam disponíveis em unidades espaciais com menor nível de agregação, de forma a evitar o problema de Falácia Ecológica. Desse modo, a informação utilizada nessa pesquisa, devido à falta de informações com o nível de agregação desejado (município) em outros bancos de dados, utilizou-se de dados constantes em institutos estaduais de pesquisa econômica. Assim, as informações de consumo de energia elétrica foram extraídas das bases de dados do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e do Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IparDES).

Contudo, as informações constantes em tais bancos de dados ainda estão classificadas conforme a classe de consumo por município. Para se extrair os dados adequados à pesquisa (por baixa tensão), foi realizada a proporcionalização das demandas dentro de cada classe de consumo, conforme a proporção verificada em cada área de concessão, seguindo os dados verificados no Sistema de Acompanhamento de Dados de Mercado para Regulação Econômica (SAMP), de gestão da ANEEL.

É necessário frisar que, dentro das áreas estudadas, existe um arranjo de concessão do serviço de distribuição de energia elétrica diferente. No Estado Ceará existe apenas a concessionária ENEL CE que, antes de ser adquirida pelo atual grupo

econômico, chamava-se COELCE. No caso do Estado do Paraná, existem, no período analisado, cinco empresas: COPEL, CERAL-DIS, CFLO, COCEL e FORCEL.

Para se obter a informação municipal do consumo de energia elétrica per capita em baixa tensão, após a identificação das quantias consumidas em cada classe consumo dentro de cada município, foi considerada a proporção de consumo atinente à baixa tensão e, depois, todos os consumos desse nível vertical de demanda foram somados. Por fim, este somatório foi dividido pela população do município. Os dados populacionais foram extraídos dos bancos de dados do IBGE. A Tabela 2 fornece uma percepção intuitiva da referida construção da informação de consumo municipal de energia elétrica em baixa tensão per capita.

Quanto à proporcionalização do consumo de cada classe em alta e baixa tensão, cabe salientar que, no caso específico da demanda residencial, antes que fosse realizada a proporcionalização vertical da referida demanda, foi identificada a demanda da subclasse residencial baixa renda e, sobre esta, considerou-se que a demanda era integralmente fornecida em baixa tensão.

Tabela 2 – Construção do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita por município.

Consumo da Classe no município i (MWh) (1)	Consumo por Nível de Tensão no município i (MWh) (2)	Consumo de Energia Elétrica em Baixa Tensão no município i (MWh)	Consumo de Energia Elétrica em Baixa Tensão per capita no município i (MWh/hab.)
Residencial	Alta Tensão (a)	$C_i = \sum_b C_{i_b}$	$C_t = C_i / \text{População}$
	Baixa Tensão (b)		
Comercial	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Industrial	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Rural	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Outras Classes	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		

Fonte: O autor.

Notas: (1) Dados verificados nos institutos estaduais (Ipece/Ipardes); (2) Valor extraído a partir da proporção verificada na área de concessão de cada empresa, conforme informação extraída no sistema SAMP/ANEEL.

Preço

Quando nos referimos ao preço da energia elétrica em estudos da demanda por este serviço, é necessário entender que a mesma é eivada de interesse coletivo,

uma vez que, como comentado, no Brasil, como em vários outros países, este é regulamentado pelo Estado. Por essa razão, em cada país existe uma série de regramentos específicos e os mesmos devem ser considerados em cada caso.

Para esta pesquisa, a tarifa média do consumo de energia elétrica em baixa tensão por município foi construída a partir da média ponderada pelo consumo em baixa tensão dentro de cada classe de consumo em cada município. Para isso, foram consideradas as tarifas médias finais verificadas no sistema SAMP/ANEEL, conforme equação (39), e os consumos municipais, em baixa tensão, construídos conforme descrito na Tabela 2. Além disso, os preços foram deflacionados a valores de 2010.

$$P_i = \frac{T_{ResBT_i} \cdot C_{ResBT_i} + T_{RBT_i} \cdot C_{RBT_i} + T_{CBT_i} \cdot C_{CBT_i} + T_{IBT_i} \cdot C_{IBT_i} + T_{DCBT_i} \cdot C_{DCBT_i}}{(C_{ResBT_i} + C_{RBT_i} + C_{CBT_i} + C_{IBT_i} + C_{DCBT_i})} \quad (39)$$

onde:

P_i = Preço associado à demanda por energia elétrica em baixa tensão por município;

T_{ResBT_i} = Tarifa Média da Classe Residencial em baixa tensão dentro da área de concessão onde se encontra o município i ;

C_{ResBT_i} = Consumo Residencial em Baixa Tensão no município i ;

T_{RBT_i} = Tarifa Média da Classe Rural em baixa tensão dentro da área de concessão onde se encontra o município i ;

C_{RBT_i} = Consumo Rural em Baixa Tensão no município i ;

T_{CBT_i} = Tarifa Média da Classe “Comercial, Serviços e Outros” em baixa tensão dentro da área de concessão onde se encontra o município i ;

C_{CBT_i} = Consumo “Comercial, Serviços e Outros” em Baixa Tensão no município i ;

T_{IBT_i} = Tarifa Média da Classe Industrial em baixa tensão dentro da área de concessão onde se encontra o município i ;

C_{IBT_i} = Consumo Industrial em Baixa Tensão no município i ;

T_{DCBT_i} = Tarifa Média das Demais Classes em baixa tensão dentro da área de concessão onde se encontra o município i ; e

C_{DCBT_i} = Consumo das Demais Classes em Baixa Tensão no município i .

De forma exemplificativa, imagine que um município possua a distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão na seguinte proporção: 30% na classe residencial, 30% na classe comercial, 10% na classe industrial, 10% na classe rural e 20% nas demais classes. Dessa forma, verificadas as tarifas reais médias declaradas

pelas concessionárias no sistema SAMP em cada classe, é possível estabelecer um nível tarifário médio para a baixa tensão, por município, a partir das proporções observadas de cada classe no município e as tarifas agregadas por área de concessão.

Contudo, a tarifa calculada até aqui possui um inconveniente técnico que ainda precisa ser trabalhado. Como caracterizado por Schmidt e Lima (2004); e Oliveira; Tavares e Tavares (2018), a relação entre preço e consumo possui simultaneidade em sua composição. Logo, considerar as tarifas apenas como descrito na equação (39), resultaria em estimativas viesadas dos resultados.

De modo a contornar esta questão, os preços calculados conforme a metodologia descrita em (39) foram reestimados a partir da técnica de variáveis instrumentais, tendo como instrumento os valores das Tarifas de Energia (TE). Essa técnica foi aplicada por Schutze (2015), para quem, devido ao fato de a composição da TE possuir componentes exógenos às questões mercadológicas, seu uso como instrumento alivia a questão da simultaneidade.

De forma a construir uma TE específica para cada município, como realizado para o preço da energia elétrica em baixa tensão, foram consultadas, para cada concessionária envolvida e período, as Resoluções Homologatórias (REH) de tarifas aprovadas pela ANEEL e realizado procedimento similar à equação (39), substituindo apenas as tarifas médias de cada classe de consumo pela respectiva TE. É necessário destacar que, como cada TE associada a cada REH possui um período de vigência de aplicação, foi considerada também a proporção de cada uma destas em relação ao seu período de aplicação dentro de cada ano civil.

Como exemplo, a Resolução Homologatória nº 130, de 20 de junho de 2005, estabeleceu novas tarifas para a área de concessão da COPEL entre 24 de junho de 2005 e 23 de junho de 2006. Por sua vez, a Resolução Homologatória nº 345, de 20 de junho de 2006, estabeleceu novas tarifas para área de concessão da COPEL entre 24 de junho de 2006 a 23 de junho de 2007. Dessa forma, no ano de 2006 foram consideradas para a construção da respectiva TE, as quantidades de dias nos quais as REH em questão estavam com período de aplicação vigente.

Após levantadas as tarifas médias conforme equação (39) e sua respectiva TE, elaborada a partir do mesmo procedimento, aquela foi reestimada tendo a TE ponderada como instrumento.

Desenvolvimento Humano

Como demonstrado na pesquisa empírica, o desenvolvimento humano está fortemente associado com a demanda por energia elétrica. O desencadeamento intuitivo dessa relação está relacionada como as consequências que os determinantes sociais possuem para a referida demanda.

O indicador mais amplamente utilizado para o acompanhamento dessa variável socioeconômica é o Índice de Desenvolvimento (IDH). Contudo, a utilização desse indicador possui uma complicação prática: o mesmo não é calculado para todos os municípios anualmente no Brasil. Logo, a solução foi adotar como *proxy* algum estudo que se baseasse em premissas próximas às utilizadas por esse indicador universal.

Assim, para a presente pesquisa, foi utilizado o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) como *proxy* para o nível de desenvolvimento humano em cada município analisado. O mesmo considera, com igual nível de participação, os subíndices de saúde, renda e educação como ponderadores do nível de desenvolvimento municipal.

Salienta-se que, quando foi identificada a falta de um indicador específico em qualquer exercício, o mesmo foi substituído pela média simples dos anos imediatamente anterior e posterior.

Número de empresas por setor da atividade econômica

Uma das considerações verificadas na pesquisa bibliográfica foi que o número de empresas pode influenciar o consumo de energia elétrica. Desse modo, o último modelo a ser estimado considerará o número per capita da quantidade de empresas dos três³² principais setores da economia por município. Para tanto, foram obtidos no banco de dados do IBGE as informações necessárias para essas variáveis.

³² Na verdade, os setores identificados pelo IBGE são 5: Indústria, Agropecuária, Comércio, Construção Civil e Serviços. Contudo, para que se mantenha uniformidade das estimativas com os resultados das demonstrações do Sistema de Contas Regionais para PIB e VAB, os três últimos setores serão agrupados.

Fontes das variáveis de controle

Como mencionado, serão utilizadas duas variáveis de controle. Desse modo, o número de famílias beneficiárias do programa bolsa família foi extraída do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); enquanto isso, a população municipal, que ponderará o número de famílias beneficiárias do programa bolsa família, e o PIB municipal³³, que será utilizado para definir a Variação do PIB, foram extraídas do banco de dados do IBGE.

5.5.3 Escolha dos espaços analisados

Para que os objetivos da pesquisa possam ser alcançados, duas unidades da federação devem ser escolhidas. Contudo, a opção por esses estados não pode ser realizada de qualquer forma. Embora a comparação de unidades espaciais com características socioeconômicas semelhantes possa ser possível, é essencial, para a finalidade da pesquisa, que as mesmas também possuam diferenças.

Nesse sentido, o nível de desenvolvimento humano foi escolhido como uma das características fundamentais de diferenciação entre as unidades a serem analisadas. Como pode ser visto nos gráficos 5 e 6, existem diferenças quanto ao nível e amadurecimento do patamar de desenvolvimento humano entre os Estados do Ceará e do Paraná. Essencialmente, o Estado do Ceará experimentou um caminho de melhora nas condições de desenvolvimento humano dentro do período de análise (2005-2016), enquanto o Estado do Paraná possui regularidade e um nível médio mais alto.

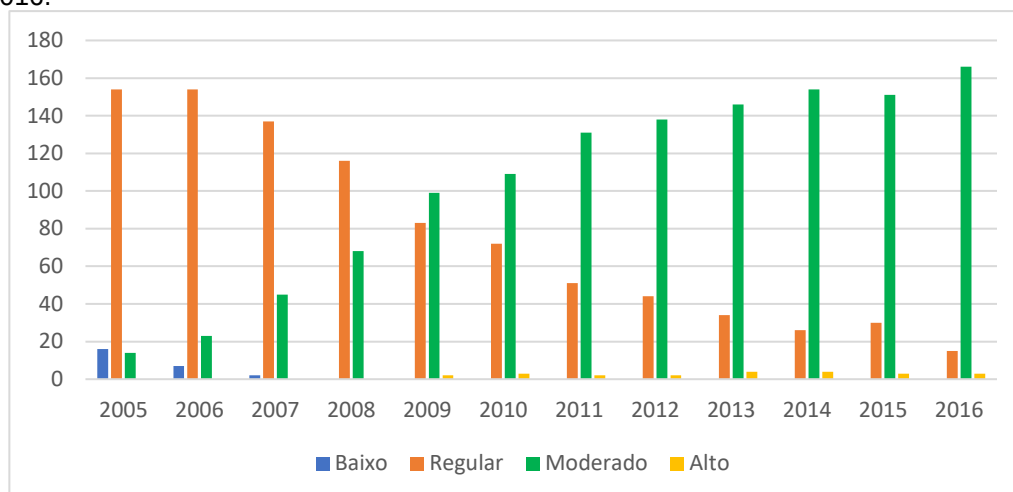
Como forma de melhor detalhar as informações dos gráficos 5 e 6, o Estado do Ceará era considerado regular³⁴ em termos de desenvolvimento humano no início do período avaliado (IFDM = 0,49); por sua vez, o Estado do Paraná era considerado moderado em termos de desenvolvimento humano (IFDM = 0,66). Contudo, no período final da análise, o Estado do Nordeste apresentou melhora do índice de

³³ Os valores do PIB municipal foram considerados a valores de 2010.

³⁴ Conforme patamares estabelecidos pela Firjan, se o índice IFDM ficar entre 0,0 e 0,4, a localidade é considerada de nível de desenvolvimento BAIXO; se o índice IFDM ficar entre 0,4 e 0,6, a localidade é considerada de nível de desenvolvimento REGULAR; se o índice IFDM ficar entre 0,6 e 0,8, a localidade é considerada de nível de desenvolvimento MODERADO; e se o índice IFDM ficar acima de 0,8, a localidade é considerada de nível de desenvolvimento ALTO.

desenvolvimento humano, alcançando o nível moderado (IFDM = 0,67); enquanto isso, o Estado do Sul subiu para 0,73, permanecendo durante todo o período de análise com nível de desenvolvimento moderado.

Gráfico 5 - Evolução da quantidade de municípios cearenses, por nível de desenvolvimento humano – 2005 a 2016.



Fonte: Firjan.

Nota: dados trabalhados pela pesquisa.

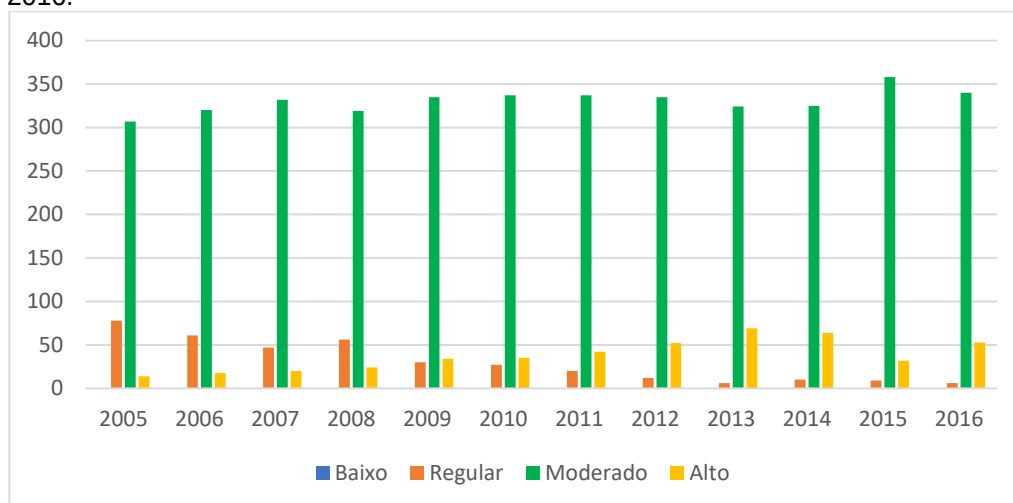
Cabe ainda identificar que o Estado do Ceará possuía no início do período avaliativo 16 municípios com baixo índice de desenvolvimento humano³⁵, o que veio a ser zerado no ano de 2008. Em contrapartida, este Estado iniciou o período avaliativo sem municípios com alto desenvolvimento humano, chegando em 2016 com apenas 3 municípios com alto nível de desenvolvimento humano (Eusébio, São Gonçalo do Amarante e Sobral).

Por sua vez, o Estado do Paraná não possuía municípios com baixo nível de desenvolvimento humano em nenhum dos anos analisados. Na outra ponta, iniciou o período avaliativo com 14 municípios com alto nível de desenvolvimento humano e, ao final, esse número aumentou para 53 municípios, representando 13,28% do total de municípios do Estado com alto nível de desenvolvimento³⁶.

³⁵ Os municípios cearenses com baixo desenvolvimento humano no início do período avaliativo seriam Acopiara, Aiuaba, Alto Santo, Chaval, Graça, Ibaretama, Icó, Ipaporanga, Martinópole, Parambu, Potengi, Saboeiro, Salitre, Santa Quitéria, São Benedito e Umari.

³⁶ No Apêndice K foi elaborada a lista com todos os municípios paranaenses com alto nível de desenvolvimento humano nos períodos inicial (2005) e final (2016).

Gráfico 6 - Evolução da quantidade de municípios paranaenses, por nível de desenvolvimento humano – 2005 a 2016.



Fonte: Firjan.

Nota: dados trabalhados pela pesquisa.

Logo, os dois Estados apresentaram características de desenvolvimento diferentes ao longo do período de análise. É de se esperar, portanto, que os mesmos possuam elasticidades diferentes quanto à demanda por energia elétrica em baixa tensão. Assim, tem-se a comparação de duas unidades que apresentaram características de desenvolvimento díspares: enquanto o Ceará apresentou melhora das condições, com maioria de municípios em nível regular no terço inicial do período de análise; o Estado do Paraná apresentou maior estabilidade do nível de desenvolvimento humano, com maior número de municípios com nível moderado de desenvolvimento ao longo de todo o período de análise.

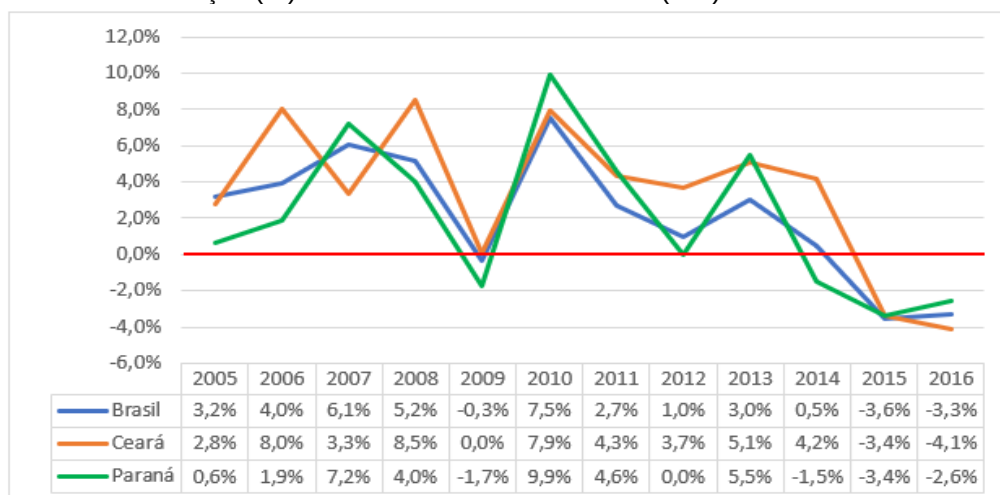
Outra forma de diferenciar os espaços analisados é quanto à análise de sua atividade econômica. Como o período de análise compreende o período de 2005 a 2016, faz-se necessário recordar que no mesmo ocorreram duas crises econômicas. A primeira, com efeitos em 2009; a segunda, com efeitos nos anos de 2014 a 2016. O gráfico 7 demonstra a variação real do nível de atividade econômica no período analisado, considerando-se os Estados escolhidos e o Brasil.

Ainda é preciso comparar as regiões analisadas em termos da participação relativa dos principais setores econômicos (Serviços, Agricultura e Indústria) em suas economias. Dessa forma, a partir dos dados disponíveis no Sistema de Contas Regionais – SCR, de gestão do IBGE, foi possível verificar que, embora em ambos os casos o setor de serviços seja o mais expressivo, existem diferenças significativas do ponto de vista econômico. As participações relativas de cada setor econômico nas

economias dos Estados do Ceará e Paraná, bem como as do Brasil, podem ser observadas no Apêndice B.

No caso do Estado do Ceará, houve ampliação do setor de serviços dentro do período de análise, passando de 71,7% em 2005 para 76,1% em 2016. Em todo o período de análise, o setor público foi o mais representativo na região. Em 2005, a participação deste subsetor foi de 22,5% na economia cearense, passando a 23,3% ao final do período. Por sua vez, a agropecuária teve redução e baixa representatividade na economia da região, diminuindo sua participação de 6,9% em 2005 para 4,7% em 2016. A indústria cearense também sofreu diminuição representativa na economia, diminuindo sua participação de 21,5% em 2005 para 19,2% em 2016. Essencialmente, houve migração das atividades industriais de transformação para a construção.

Gráfico 7 – Variação (%) real do Produto Interno Bruto (PIB) – Brasil x Ceará x Paraná – 2005 a 2016.



Fonte: IBGE/IPECE/IPARDES, organizado pela pesquisa.

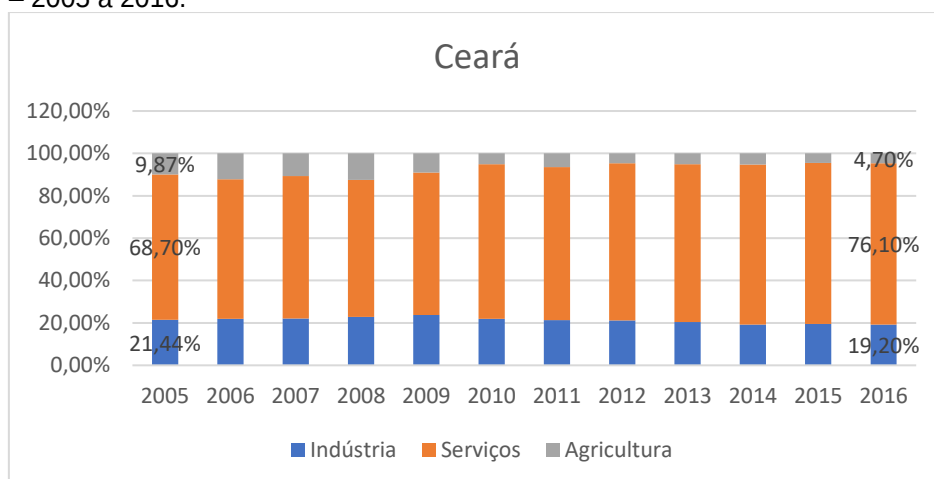
Nota: Nova metodologia, referência 2010.

Quanto ao Estado do Paraná, o setor de serviços aumentou sua participação na economia, indo de 60,1% em 2005 para 64,4% em 2016. Diferentemente do que aconteceu com o Ceará e à maioria dos demais Estados do Brasil, o setor público não é o que agrega maior valor à economia dentro do setor de serviços. Neste, bem como nos Estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, o subsetor de Comércio e Reparação de veículos automotores e motocicletas é o mais representativo. Quanto à Agricultura, o Paraná também demonstrou comportamento diferente em relação ao Ceará. Embora a participação desse setor também seja o mais baixo dentro dessa unidade da federação, houve ampliação dentro do período,

de 9,4% em 2005 para 9,9% em 2016. Na indústria, embora tenha ocorrido diminuição da participação desse setor na economia, a participação da indústria de transformação ainda é majoritária, com 15,3% em 2016.

Quanto à participação de cada setor econômico do Valor Adicionado Bruto das economias dos Estados a serem analisados, verifica-se conforme gráficos 8 e 9, que a economia cearense é fortemente concentrada no setor de serviços, com ampliações da participação desse setor e retração dos demais setores entre o período inicial e final. Por sua vez, no Estado do Paraná, seu nível de desenvolvimento e formação econômica histórica levaram o Estado a desenvolver uma indústria mais forte em termos de capacidade e diversidade. Ainda, a participação da agricultura no Valor Adicionado Bruto da economia paranaense é mais que o dobro da verificada no Ceará.

Gráfico 8 – Participação (%) dos setores econômicos no valor adicionado bruto para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.



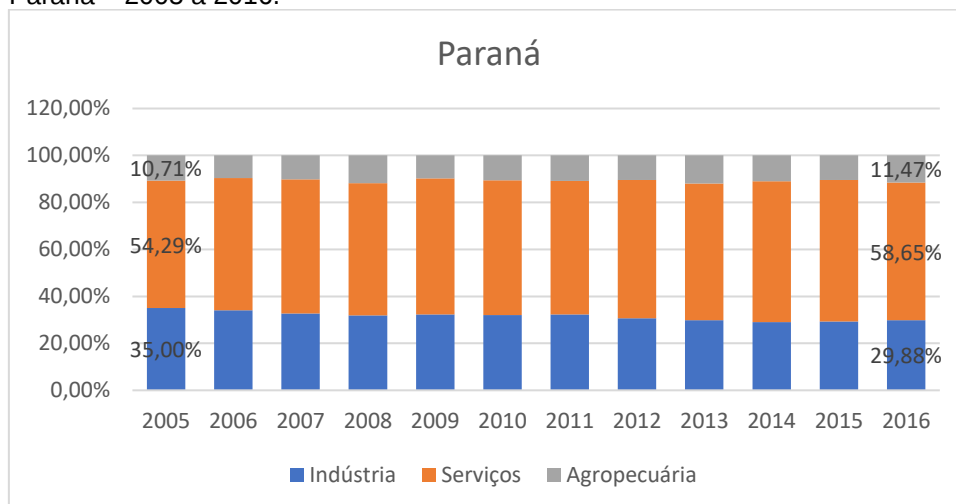
Fonte: IBGE / Ipece.

Do ponto de vista teórico, a maior participação da atividade industrial, onde o produto engloba maiores graus de valor agregado em termos de tecnologia, traduz-se em maiores efeitos médios de salários e formação da mão-de-obra necessária à atividade. Por sua vez, a manutenção de uma participação relativamente maior da agricultura paranaense, faz com o Estado ultrapasse com maior facilidade crises de ordem interna, como comentado na seção 2.6.

Por fim, o critério mais importante para a escolha dos estados a serem analisados está relacionado com a existência de dados municipalizados. Nesse sentido, como os dois Estados possuem institutos de pesquisa econômica próprios,

na base de dados destes é possível perceber a importância que os dados em unidades espaciais menores possuem para estes órgãos de pesquisa. Nesse interim, foi que a escolha final recaiu sobre os estados do Ceará e do Paraná.

Gráfico 9 – Participação (%) dos setores econômicos no valor adicionado bruto para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.



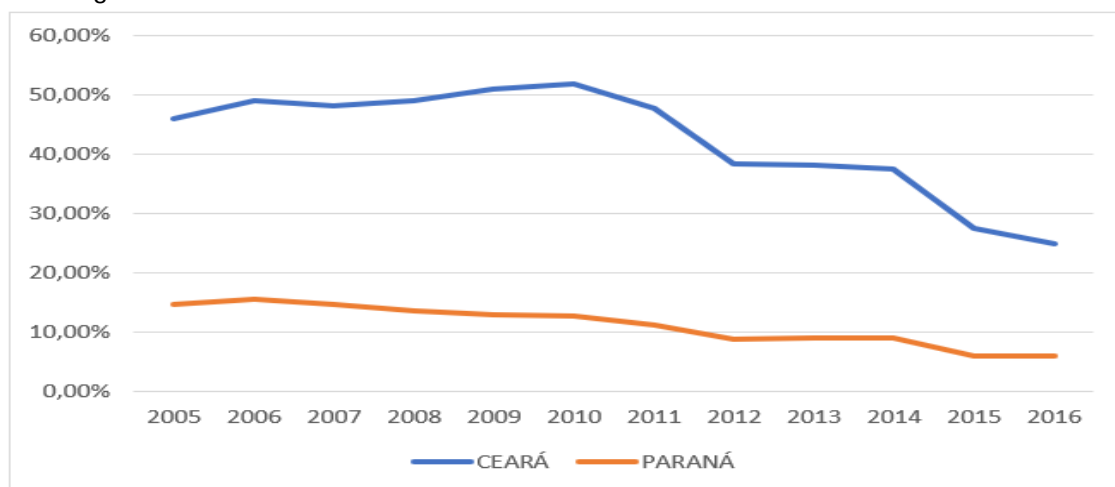
Fonte: IBGE / IparDES.

De forma resumida, os Estados foram escolhidos por (i) suas diferenças em nível de desenvolvimento, (ii) composição da atividade econômica diferente; e (iii) a existência de dados municipalizados de consumo de energia elétrica ao longo do período.

Outra informação importante em relação a presente pesquisa é a participação dos consumidores de baixa renda na classe residencial. Conforme pode ser visto no gráfico 10, a participação de consumidores que recebem subsídios tarifários oriundos da tarifa social de energia elétrica (TSEE) diminuiu expressivamente entre o período inicial e final da análise.

Salienta-se, conforme ANEEL (c), que a expressiva variação no Estado do Ceará entre os anos de 2014 e 2015 está relacionada com o processo de revisão dos benefícios concedidos até então com vistas a garantir que apenas as famílias que realmente possuem direito aos descontos tarifários pudessem fazer uso dos mesmos.

Gráfico 10 – Participação (%) dos consumidores que recebem benefícios tarifários no consumo total da energia elétrica em baixa tensão nos Estados do Ceará e Paraná – 2005 a 2016.



Fonte: ANEEL

5.6 PROCEDIMENTOS DE ESTIMAÇÃO

De modo a tornar intuitivo o entendimento dos procedimentos a serem adotados na estimação dos modelos descritos em (32), (34), (36) e (38), é necessário realizar comentários finais quanto à metodologia que será empregada na pesquisa. A sequência a ser realizada, resumidamente, seguirá os seguintes passos:

i) Realizar **Análise Exploratória dos Dados Espaciais (AEDE)**.

Essa etapa é realizada para trazer à pesquisa intuições a respeito das informações espaciais no tempo.

ii) Obter o resultado do **Teste do Fator de Inflação da Variância (VIF)** em

cada modelo a ser estimado.

O intuito do teste é verificar a existência ou não de multicolinearidade entre os regressores. Quando se imagina o modelo marshalliano, onde os principais determinantes da demanda (preço e renda) são considerados, não se imagina que possa haver uma relação muito forte entre essas duas variáveis, embora exista. Contudo, variantes ao modelo mais básico, por vezes, apresentam essa característica indesejada entre os regressores, o que pode tornar as estimativas viesadas.

Para Miloca e Conejo (2013), alguns dos sinais de existência de multicolinearidade forte entre as variáveis independentes seriam (i) valores elevados do coeficiente de determinação; (ii) alterações expressivas dos coeficientes quando

um regressor é retirado ou substituído; (iii) rejeição de que todos os coeficientes sejam nulos, mas não rejeição de que apenas um o seja; (iv) obtenção de sinais contraditórios dos coeficientes da regressão; e (v) elevados intervalos de confiança associados às variáveis relevantes.

Sua aplicação direta segue a fórmula descrita na equação (40), onde R_i^2 representa o coeficiente de determinação da regressão de cada variável explicativa X_i sobre as outras variáveis explicativas. Resultados menores que 10 validam a inexistência de multicolinearidade entre os regressores (JOHNSON; WICHERN, 2007), (HÄRDLE; SIMAR, 2012).

$$VIF = \frac{1}{(1 - R_i^2)} \quad (40)$$

iii) Verificar, por meio do **Teste F**, se o instrumento utilizado para reestimar o preço, no caso a TE, é um instrumento forte.

O teste para identificação de instrumentos fracos seguiu a metodologia proposta por Stock e Yogo (2005), que tem como hipótese nula que os instrumentos são fracos.

iv) Estimar cada modelo descrito nas equações (32), (34), (36) e (38) utilizando técnicas a-espaciais de painel de dados com efeitos fixos, efeitos aleatórios e pooled.

O intuito dessa estimação prévia é determinar qual dessas técnicas de painel será adaptada para a análise espacial, bem como para ter uma base comparativa para a melhor forma de controlar a dependência espacial, a ser definida depois, conforme resultados de cada modelo.

v) Proceder com **Teste F** nas estimações com painel a-espacial.

Inicialmente, para poder decidir pela utilização entre modelos em painel de dados que consideram (efeitos fixo ou aleatório) ou não (*pooled*) a heterogeneidade não-observável, deve-se proceder com teste específico capaz de assegurar qual dessas abordagens produz estimativas mais eficientes.

Assim, para se confirmar ou negar a validade da suposição básica do modelo pooled será aplicado Teste de F às estimativas geradas por este modelo e as que

forem geradas pelo método de Efeitos Fixos, ainda em regressões a-espaciais. Cabe salientar, conforme Wooldridge (2010), que a escolha analítica pelo método *pooled* quando um método que considera os efeitos da heterogeneidade não-observável deveria ser empregado, gera um problema chamado viés de heterogeneidade.

vi) Realizar **Teste de Hausman Espacial**.

Cabe salientar que a escolha do teste especificamente adaptado para a natureza espacial dos dados, é necessário para cobrir eventuais divergências entre uma possível inconsistência do teste tradicional de Hausman ocasionado pela existência de dependência nos dados. (PACE; LESAGE, 2008)

Esse procedimento intenciona verificar qual modelo é o melhor para as estimações seguintes, se o modelo de efeitos fixos ou aleatórios. Para sua execução, testa-se a hipótese nula (H_0) de que a heterogeneidade não-observada não é correlacionada com o conjunto de variáveis explicativas selecionado³⁷, o que, conforme descrito na seção 5.4.3, descreve o pressuposto básico do modelo de efeitos aleatórios. Dessa forma, rejeitando-se a hipótese nula, aceita-se a hipótese alternativa de que a heterogeneidade não-observada é correlacionada com o conjunto de variáveis explicativas selecionado e, logo, o modelo de efeitos fixos é melhor.

vii) Realizar **Teste Cross-section Dependence (CD de Pesaran)** nas estimações com painel a-espacial.

A finalidade do teste é determinar a existência ou não de dependência espacial nos dados (requisito indispensável para poder ser adotada a técnica econométrica-espacial). Para tanto, conforme proposto por Pesaran (2012), a hipótese nula é de que os resíduos através das unidades analisadas não estão correlacionados. Dessa forma, negar esta premissa no teste estatístico valida a existência de dependência espacial dos dados.

viii) Estimar, em cada modelo descrito nas equações (32), (34), (36) e (38), as formas funcionais de controle da dependência espacial descritas na metodologia de pesquisa (SAR / SEM / SDM / SDEM) considerando os modelos em painel de dados.

³⁷ Ou, em outras palavras, há dois estimadores consistentes que consideram a heterogeneidade não-observada, mas que diferem em eficiência. (Hausman, 1978)

ix) Em cada estimativa espacial descrita no item anterior, realizar o levantamento dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC), a fim de determinar qual modelo espacial melhor controlou a dependência espacial;

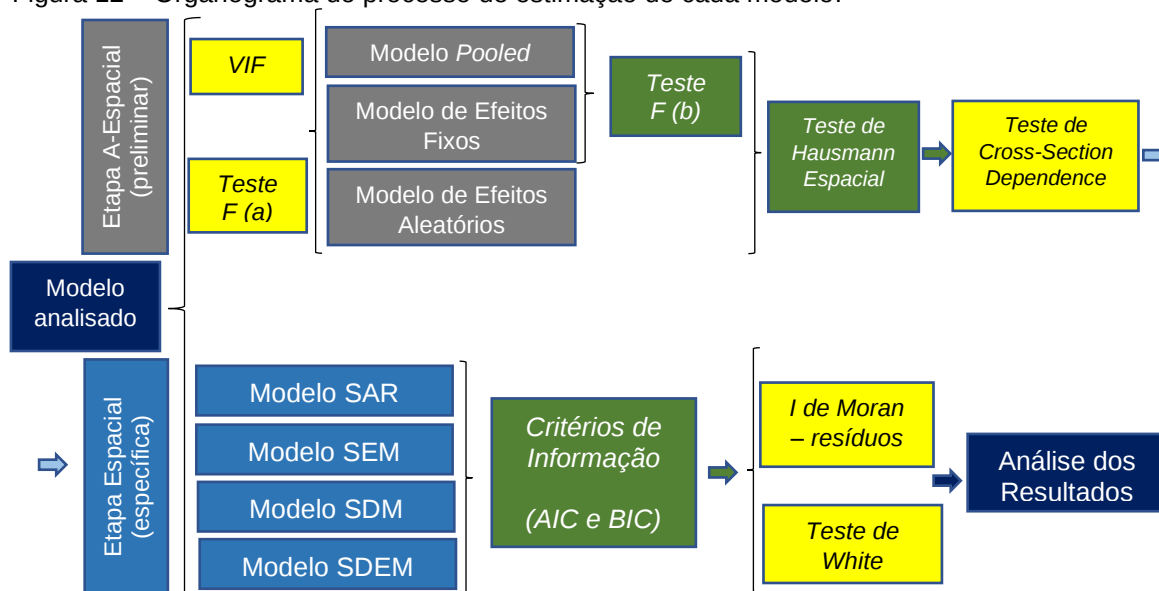
x) Providenciar verificação da estatística *I de Moran* dos resíduos da melhor forma de controlar a dependência espacial, conforme item (ix), de modo a comprovar que a autocorrelação espacial foi controlada;

xi) Realizar Teste de White para cada modelo espacial escolhido conforme item (ix) visando garantir que o resultado do melhor modelo possui erros homocedásticos, garantindo assim a eficiência do estimador utilizado.

xii) Realizar as análises no modelo estudado apenas com base na melhor forma de controlar a dependência espacial, conforme critérios de informação.

A Figura 12 apresenta um organograma simplificado da sequência a ser realizada a partir do passo (ii).

Figura 12 – Organograma do processo de estimação de cada modelo.



Fonte: O autor.

Nota: As etapas em cor amarela definem testes que comprovam a possibilidade ou não de continuidade para a etapa seguinte. As etapas definidas em cor verde identificam processos seletadores da etapa anterior. (a) Conforme metodologia proposta por Stock e Yogo (2005); (b) H0: heterogeneidade não-observada não é relevante.

Dessa forma, de maneira exemplificativa, ao se analisar o modelo marshalliano definido em (32) para um Estado qualquer: (ii)³⁸ verifica-se a existência de multicolinearidade; (iii) observa-se se a TE foi um instrumento forte o suficiente para estimar a tarifa média em baixa tensão por município; (iv) estima-se o modelo utilizando técnicas a-espaciais de painel de dados com efeitos fixos, efeitos aleatórios e pooled; (v) realiza-se o Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é relevante; (vi) procede-se com o Teste de Hausman Espacial, para se verificar se a melhor forma de se trabalhar a heterogeneidade não observada é por meio de efeitos fixos ou aleatórios; (vii) verifica-se, via Teste de Cross-section Dependence, a existência de dependência espacial; (viii) estima-se as formas funcionais de controle da dependência espacial descritas na metodologia de pesquisa considerando o modelo de painel de dados escolhido por meio dos passos (v) e (vi); (ix) realiza-se a análise dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC) a fim de determinar qual modelo espacial melhor controlou a dependência espacial. Paralelamente, (x) é possível verificar se a dependência espacial foi controlada por meio da utilização da estatística *I de Moran* sobre os resíduos dos melhores modelos estabelecidos pelos critérios de informação; (xi) verifica-se, por meio do teste de White, se os erros do melhor modelo de controle da dependência espacial são homocedásticos. Esse teste objetiva demonstrar a eficiência do estimador por ML; e (xii) analisa-se o resultado do melhor modelo de painel de dados que utilizou técnicas espaciais e controlou a dependência espacial.

³⁸ O primeiro passo do processo de estimação, relativo à Análise Exploratória de Dados Espaciais, não foi comentado devido tratar-se de uma verificação prévia à estimação.

6. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nessa seção serão realizadas as apresentações e análises referentes aos resultados da pesquisa. De modo a trazer *insights* que podem auxiliar no decorrer da análise, inicia-se a apresentação da Análise Exploratória dos dados. Na sequência, serão apresentados os resultados dos modelos, conforme equações (32), (34), (36) e (38). Por fim, serão tecidos análises comparativas entre os Estados analisados.

6.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS

De forma a elucidar o comportamento do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos espaços analisados, faz-se necessário tecer comentários iniciais quanto as estatísticas descritivas dessa variável de análise. Conforme a Tabela 3, houve ampliação do consumo médio individual da energia elétrica em baixa tensão em ambos os estados analisados. Contudo, verifica-se também que o estado com processo de desenvolvimento humano mais amadurecido (Paraná) possui médias mais altas, tanto no período inicial, quanto final. Todavia, o nível de variação do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita no estado com menor nível de desenvolvimento (Ceará), foi maior (96,43%) quando comparado com o Paraná (55,41%).

Ainda, é possível perceber que o consumo de energia elétrica em baixa tensão comportou-se de maneira não-homogênea, dada a ampliação do coeficiente de variação nos Estados ao longo do período, com uma heterogeneidade maior para o Estado do Ceará. Logo, há evidências de que a ampliação do referido consumo possa ter ocorrido de forma concentrada espacialmente.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita – municípios do Ceará e do Paraná – 2005 e 2016.

Estado	Ano	Média	Desvio padrão	CV	Máximo	Mínimo
Ceará	2005	0,28	0,13	0,45	0,95	0,11
	2016	0,55	0,37	0,67	4,40	0,21
Paraná	2005	0,74	0,24	0,33	2,01	0,19
	2016	1,15	0,47	0,41	5,23	0,40

Fonte: IBGE/Ipece/Ipardes/ANEEL.

Nota: Informações organizadas pelo autor.

Uma forma de verificar o nível de concentração, embora não levando em conta o critério espacial, é verificar o Índice de Hirschman-Herfindahl (HH) das áreas. Conforme Resende e Boff (2013), este indicador é calculado a partir do somatório do quadrado das participações individuais de cada unidade ($HH = \sum_{i=1}^n p_i^2$). A intenção de tal técnica é atribuir pesos maiores às maiores unidades consumidoras. Assim, maiores índices HH representam maior concentração. Nesse sentido, verificando os dados das tabelas 4 e 5, é possível perceber que a concentração do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita em cada área teve leve desconcentração. Contudo, ainda é possível perceber que o Estado do Ceará é mais fortemente concentrado.

Tabelas 4 e 5 – Índice de Hirschman-Herfindahl (HH) e indicadores de concentração não-espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos Estados do Ceará e Paraná – 2005 e 2016.

CEARÁ	Participação 2005	Participação 2016	PARANÁ	Participação 2005	Participação 2016
Município de maior consumo	45,66%	40,86%	Município de maior consumo	22,18%	17,90%
5% maiores municípios consumidores	61,74%	58,56%	5% maiores municípios consumidores	57,69%	53,21%
Qtde. municípios - 50%	3	4	Qtde. municípios - 50%	12	17
Índice de Hirschman-Herfindahl (HH)	0,21	0,17	Índice de Hirschman-Herfindahl (HH)	0,06	0,04

Fonte: IBGE/Ipece/Ipardes/ANEEL.

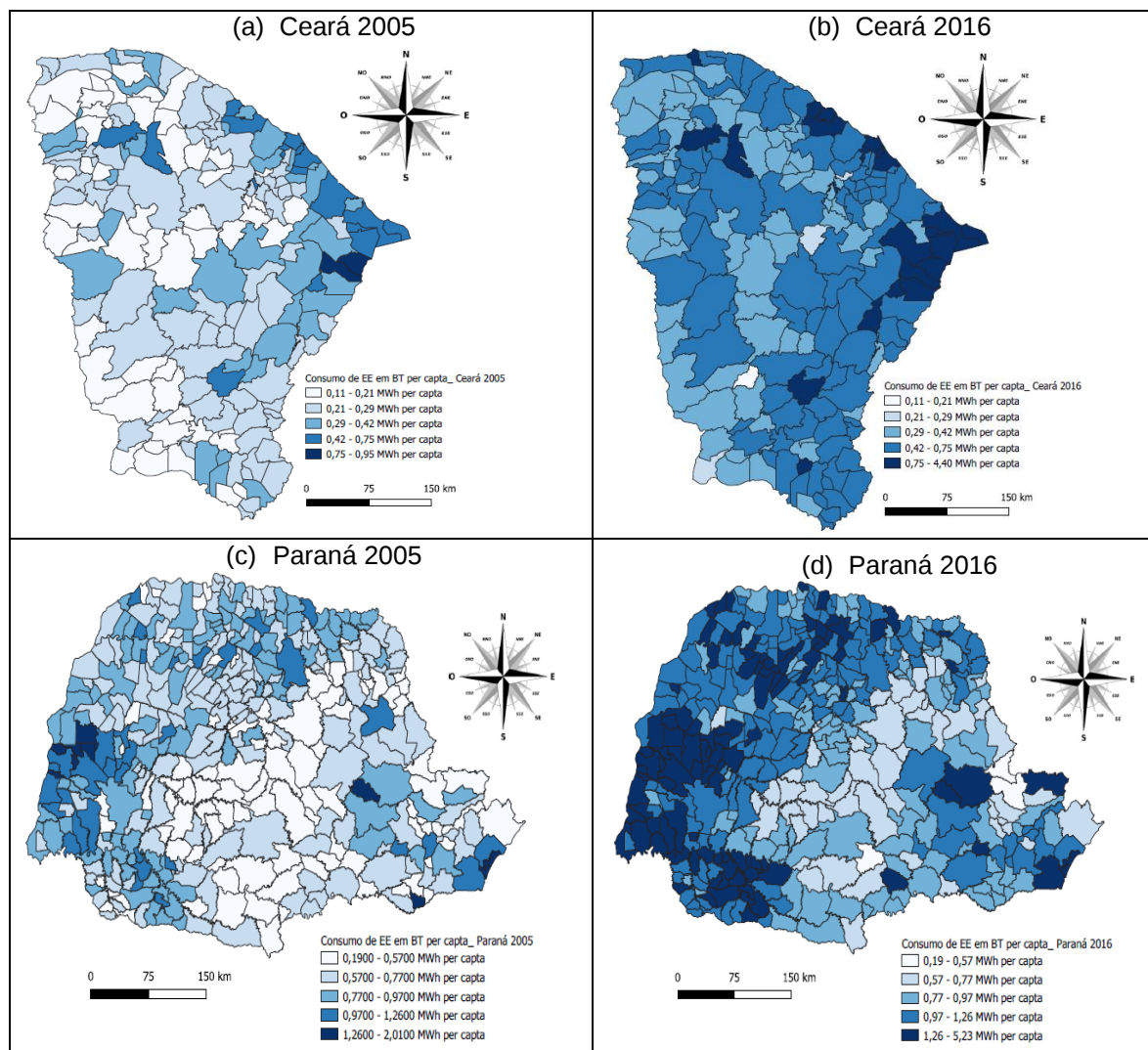
Nota: Informações organizadas pelo autor.

Contudo, uma análise mais focada no espaço deve ser realizada, visando identificar as concentrações e os padrões de distribuições espaciais. É possível representar a distribuição espacial por meio de mapas, conforme Figura 13. Percebe-se, a partir de uma visualização espacial dos dados, que existe concentração espacial em ambos os estados. Melhor ainda, existe proximidade espacial dos municípios com maior e menor consumo entre si, o que é ratificado pela estatística *I de Moran*³⁹ (Tabela 6). No caso do estado do Ceará, percebe-se maiores variações positivas em termos de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita em torno de seu litoral e na região centro-leste. Quanto ao estado do Paraná, a tendência na ampliação

³⁹ A estatística *I de Moran* é uma espécie de autocorrelação estabelecida a partir da autocovariância espacial do tipo cruzada e a variância dos dados. Seu valor esperado é o que seria obtido na inexistência de padrão correlacional espacial da variável analisada. Assim, caso o resultado do teste seja significativo, comprova-se a existência de autocorrelação espacial e, consequentemente, de dependência espacial da variável de análise. O sinal do teste (positivo ou negativo) representa se a relação espacial é direta ou inversa entre as unidades espaciais. Por sua vez, seu valor, cujo módulo está compreendido entre zero e um, determina a intensidade da dependência espacial.

do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita ocorreu notadamente no norte pioneiro e nas porções oeste e sudoeste do estado.

Figura 13 – Distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos municípios do Ceará e do Paraná - 2005 e 2016.



Fonte: Resultados da pesquisa, com uso do software QGIS.

Verifica-se também, em ambos os casos, que as capitais possuem forte determinação do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita, bem como foram capazes de induzir o processo de concentração em seu envoltório ao longo do período de análise.

Por outro lado, as regiões interioranas mantiveram baixo nível de concentração e atração do consumo pelo bem essencial em análise. É relevante imaginar que as capitais dos estados possuam tal característica, uma vez que, normalmente, os processos de expansão produtivos partem dos grandes centros de

gestão. Contudo, chama-se atenção para a necessidade de políticas estaduais voltadas à minimização desse processo, a fim de fortalecer a dinâmica econômica dos municípios localizados nas áreas centrais dos estados analisados.

Tabela 6 – *I de Moran* do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita – Ceará e Paraná - 2005 e 2016.

Região	Ano	Rainha	Torre	4 vizinhos	5 vizinhos	6 vizinhos
Ceará	2005	0,4771	0,4710	0,4818	0,4488	0,4216
	2016	0,2148	0,2068	0,1989	0,1893	0,1846
Paraná	2005	0,4222	0,4218	0,463	0,4485	0,4262
	2016	0,4467	0,4472	0,5141	0,4944	0,4662

Fonte: Resultados da pesquisa, com uso do Software Geoda.

Nota: Todos significativos a 1%.

Desse modo, é evidente que municípios com alto grau de demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita tenderam a estar rodeados por municípios com característica semelhante. Da mesma forma, municípios com diminuta demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita, na média, apresentaram vizinhos com propriedade similar. Assim, existe indicação de um processo de concentração do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos estados analisados, ratificando a existência de uma heterogeneidade espacial.

Todavia, analisando o comportamento da estatística *I de Moran* (Tabela 6), percebe-se uma divergência das consequências da concentração da variável dependente entre as unidades da federação analisadas. O índice verificado no Estado do Ceará diminuiu entre o período inicial e final, expressando a diminuição do padrão de concentração ao longo do tempo. Por sua vez, o Estado do Paraná apresentou resultado divergente, com o aumento do padrão de concentração espacial. Esse resultado pode estar associado ao consumo do Paraná, que, por já ser maior no período inicial, induziu a uma concentração maior. Enquanto isso, no estado do Ceará, como havia um consumo menor inicialmente, sua evolução positiva tendeu a beneficiar mais municípios.

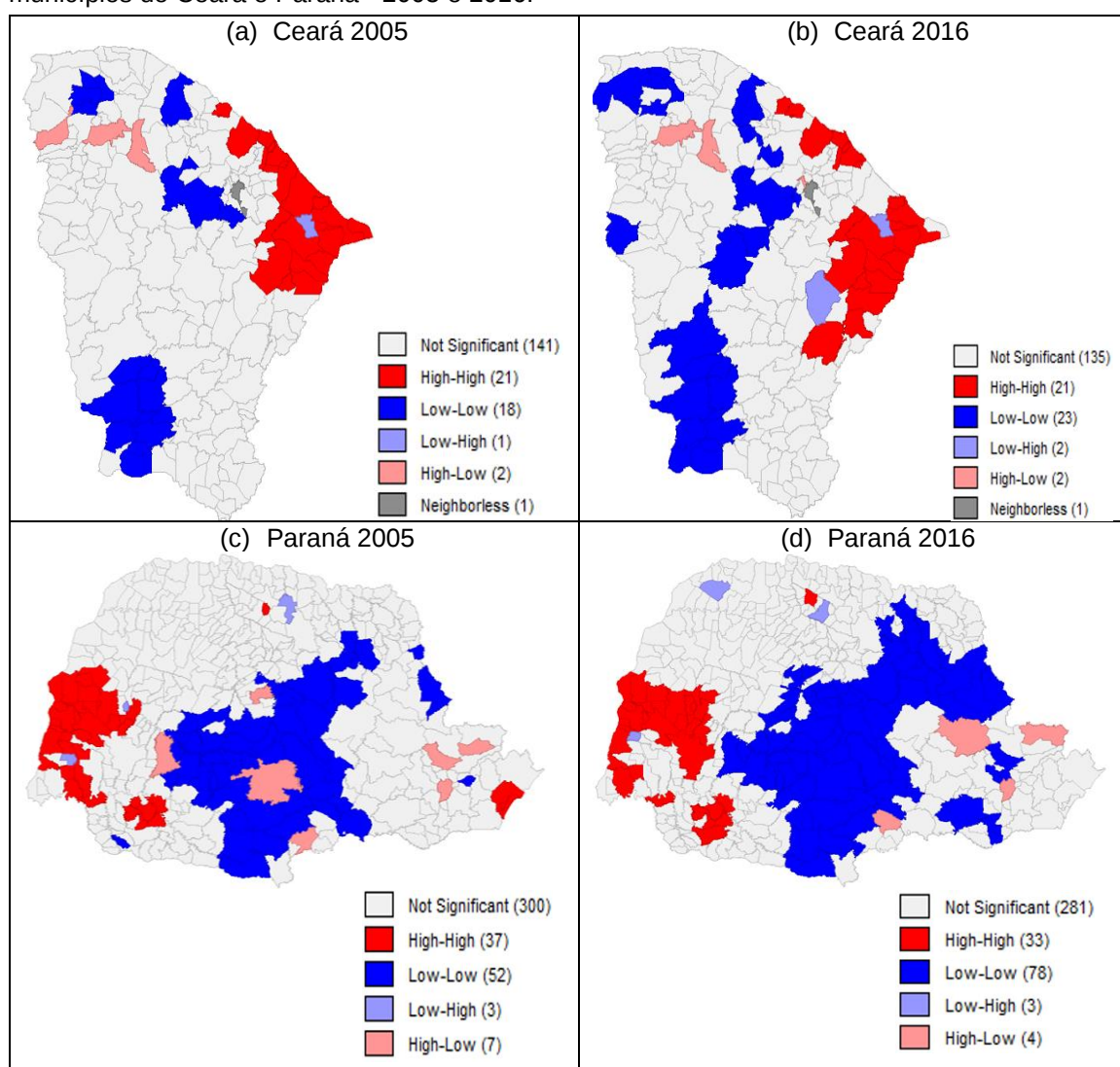
Isso posto, pode-se concluir que, embora estatisticamente possa ter ocorrido uma leve desconcentração do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos estados analisados (índice *HH*), houve, espacialmente, aumento da concentração no Estado do Paraná em torno de unidades espacialmente próximas (*I de Moran*).

Em outras palavras, no estado com índice de desenvolvimento humano mais elevado, as maiores variações positivas da demanda em análise concentraram-se,

majoritariamente, em torno de regiões que já possuíam maior consumo; enquanto as menores variações positivas da demanda por energia elétrica concentraram-se em torno de regiões com menor consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita.

Uma maneira de perceber essas conclusões sobre os modelos de concentração espacial é analisando o Mapa de *Clusters* LISA (Figura 14). Por meio dessa representação, fica claro que o padrão associativo-espacial, no caso do Estado do Ceará, deslocou-se em seus *clusters* alto-alto de regiões mais concentradas em torno da capital (Fortaleza) para regiões mais à sudeste, enquanto os *clusters* baixo-baixo estenderam-se do sudoeste do Estado para a região central.

Figura 14 – Mapa de *clusters* espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita nos municípios do Ceará e Paraná - 2005 e 2016.



Fonte: Resultados da pesquisa, com uso do software Geoda.

No caso do Paraná, houve uma intensificação dos aglomerados de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita do tipo baixo-baixo, formando um

corredor desde o sul do estado até o norte pioneiro, intensificação esta que foi superior à observada para o Ceará. Por sua vez, o padrão de concentração do tipo alto-alto manteve-se na região oeste do estado.

Assim, fica caracterizada a existência de heterogeneidade espacial na demanda por energia elétrica em baixa tensão e, como uma das conclusões iniciais da pesquisa, fica claro que, em ambos os Estados, os Governos Estaduais deveriam focar em políticas de fortalecimento da dinâmica econômica em torno do interior de suas áreas de atuação.

6.2 RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS

No modelo descrito em (32) foram empregados os principais determinantes da demanda por energia elétrica em baixa tensão. A análise para este modelo começará descrevendo os resultados para o Estado do Ceará e depois para o Estado do Paraná.

A análise do resultado do Teste F (1915,93), constante no Apêndice C, demonstra que a TE foi considerada como um instrumento forte para reestimar a tarifa média de energia elétrica em baixa tensão, aliviando o problema de simultaneidade entre consumo e preço. O Fator de Inflação da Variância (VIF), demonstra um resultado de relação entre as variáveis explicativas na ordem 1,28. Dessa forma, fica demonstrada a inexistência de multicolinearidade para o modelo baseado nos determinantes marshallianos para o Estado do Ceará.

A análise dos resultados com painel a-espacial (Apêndice C) comprova ainda, por meio de Teste *F*, que a heterocedasticidade não-observada é importante para análise. A partir dos resultados do teste de *Hausman* Espacial (p-valor de 2,20E-16) é demonstrado também que a melhor forma de tratar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (32) para o Ceará é por meio de efeitos fixos. Ainda, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste *CD de Pesaran*, com p-valor de 2,20E-16, que rejeitou a hipótese de independência espacial dos dados analisados ao longo do período de análise. Logo, não modelar as relações espaciais viesaria a análise dos resultados (ANSELIN, 1988).

A análise dos resultados dos coeficientes da demanda por energia elétrica em baixa tensão sem tratamento da dependência espacial (Apêndice C) demonstra que

os resultados para a elasticidade-preço da demanda por este serviço é, de fato, viesada, caso não se modele o espaço. Essa pode ser uma das razões para até então não terem sido realizados estudos para a demanda em uma análise vertical. Para se obter resultados satisfatórios, seria necessário o tratamento da dependência espacial.

Ocasionalmente, a desconsideração do espaço em uma análise onde exista uma dinâmica maior da relação preço-consumo, como no caso da energia elétrica em baixa tensão, onde vários tipos de consumidores são avaliados de forma simultânea, somente seja consistente se a dependência espacial for controlada. Assim, de forma a corrigir essa necessidade de controle espacial, a análise dos resultados do modelo descrito em (32) com uso das técnicas econométricas-espaciais para o Estado do Ceará pode ser vista na Tabela 7.

Tabela 7 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Preço (Log P) - α	0,0413(.) (0,0229)	0,1077*** (0,0261)	-1,4414*** (0,1425)	-1,3395*** (0,1358)
Renda (Log Y) - β	0,3984*** (0,0220)	0,4793*** (0,0223)	0,2599*** (0,0315)	0,2835*** (0,0302)
W(Log C) - ρ	0,2490*** (0,0274)	-	0,1998*** (0,0299)	-
W(Log P) - τ_p	-	-	1,4583*** (0,1439)	1,3661*** (0,1379)
W(Log Y) - τ_y	-	-	0,1953*** (0,0367)	0,2796*** (0,0345)
W ξ - λ	-	0,1806*** (0,0305)	-	0,1857*** (0,0304)
Número de observações	184	184	184	184
AIC	9456,18	9.505,72	9315,34**	9.324,26
BIC	10527,75	10.577,32	10398,31**	10.407,23

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software RStúdio. Entre parênteses estão discriminados os erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo. (**negrito**) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

De forma similar à encontrada na literatura sobre a aplicação da técnica espacial à demanda por energia elétrica, como em Gomez; Filippini e Heimsch (2013) e Cabral (2017), o padrão espacial que melhor controla a dependência espacial no caso da demanda por energia elétrica em baixa tensão para o Estado do Ceará, para o modelo descrito em (32), é obtido a partir do Modelo de Durbin Espacial (SDM). Recorda-se que nesse modelo, existe o transbordamento dos efeitos da variável

dependente espacialmente, bem como a influência local dos determinantes verificados.

Analisando os resultados do Modelo de Durbin Espacial (SDM) aplicado ao modelo descrito em (32) para o Estado do Ceará, observa-se que todos os parâmetros se apresentaram significativos a 5%. Contudo, aqui surge uma primeira conclusão diverge da maioria da literatura. A demanda de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão é sensível (elástica) ao preço nessa unidade da federação. Esse fato pode estar associado aos níveis de desenvolvimento mais baixos desse estado, os quais, mesmo com sua ampliação nos últimos anos, foi incapaz de acomodar as flutuações do preço.

Outro fator que pode estar relacionado com esse desempenho da demanda cearense por energia elétrica em baixa tensão é o fato de seu nível de desenvolvimento de renda ter piorado de forma acentuada em virtude da crise de 2014. Como pode ser visto no Apêndice N, no período da referida crise (2014-2016), houve uma drástica piora nas condições de emprego e renda no referido Estado.

Basta perceber que o nível baixo de desenvolvimento de emprego e renda afetava apenas 21,08% dos municípios do Estado em 2013 e chegou a afetar 57,30% dos municípios em 2015.

Ainda, como a demanda ora analisada possui forte relação com toda a dinâmica econômica, por tratar-se de uma análise vertical, as crises de origem interna afetaram mais fortemente a economia local como um todo. Os efeitos de tal crise no período podem ter levado ao resultado elástico da referida demanda ao preço. Portanto, pequenas alterações na tarifa da energia elétrica tendem a diminuir, na média, mais que proporcionalmente o seu consumo (e vice-versa).

Contudo, como descrito na metodologia, a leitura dos efeitos dos regressores no caso de uma análise com defasagem espacial da variável dependente, como este (ver Figura 10), deve ser realizada considerando os efeitos diretos e indiretos dessa relação, como descrito na Tabela 8. Tais estimativas seguem as considerações de cálculo de LeSage e Pace (2009), para quem os resultados das variáveis explicativas defasadas espacialmente já consideram a totalidade de interações.

Assim, em uma leitura completa (efeitos totais) dos resultados do modelo SDM na formulação com regressores marshallianos para o Estado do Ceará, a elasticidade-preço da demanda por energia elétrica em baixa tensão neste estado é de -1,80. Sendo assim, um aumento de 1% no preço diminui o consumo de energia

elétrica em baixa tensão per capita num montante equivalente à 1,80%. Por sua vez, a elasticidade-renda foi de 0,33. O que demonstra um comportamento inelástico da referida demanda à renda. Por último, verifica-se que a demanda por energia elétrica em baixa tensão responde ao nível de 0,20 em relação ao consumo de sua vizinhança. Em outras palavras, quando o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará aumenta em 1% em determinada cidade, aquelas que a cercam aumentam (efeito similaridade) em 0,20% seu próprio consumo.

Tabela 8 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos – SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(log C)	0,1998*** (0,0299)	-	-	-
Preço (Log P)	-1,3395*** (0,1358)	-1,4534*** (0,1528)	-0,348*** (0,0764)	-1,8014*** (0,2084)
Renda (Log Y)	0,2835*** (0,0302)	0,2621*** (0,0319)	0,0628*** (0,0135)	0,3249*** (0,0412)
W(Log P)	1,8224*** (0,2096)	-	-	-
W(Log Y)	0,2441*** (0,0511)	-	-	-

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spmi* no software RStúdio. Entre parênteses estão descritos os Erros-padrão robustos. (***) Resultado significativo a 0,1%.

Uma observação importante e que está vinculada à teoria econômica é que a característica inelástica do consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará em relação à renda permitiria ao monopolista maximizar lucro com um nível de oferta abaixo da demanda, “uma vez que poderia aumentar seus lucros produzindo menos”. (VARIAN, 2015, p. 631).

Nesse sentido, é importante salientar a importância do poder regulador do Estado na oferta de energia elétrica em baixa tensão. Sem a ação do Estado por meio do estabelecimento de garantia de atendimento à demanda, as concessionárias de energia elétrica, com intuito de alcançar melhores resultados, poderiam simplesmente decidir não ofertar energia para a parcela de população que não suportasse maiores aumentos de preço em virtude de sua baixa sensibilidade-renda. Nesse mesmo sentido, as políticas de universalização e a existência de subsídios para a parcela menos favorecida da população também são políticas que auxiliam na mitigação dessa característica da demanda por energia elétrica.

Quanto ao termo de erro da estimativa espacial que melhor controlou a dependência espacial, a normalidade é garantida pela propriedade assintótica da amostra e, conforme teste de White⁴⁰ realizado, os erros das estimativas com modelo SDM são homocedásticos, o que garante a eficiência do estimador por Máxima Verossimilhança.

Seguindo para a análise do modelo descrito em (32) para o Estado do Paraná, o resultado do Teste F (10774,70), constante no Apêndice D, demonstra que a TE foi considerada como um instrumento forte para reestimar a tarifa média de energia elétrica em baixa tensão, aliviando o problema de simultaneidade entre consumo e preço. A análise do Fator de Inflação da Variância (VIF) demonstra a inexistência de multicolinearidade para o modelo baseado nos determinantes marshallianos para o referido Estado.

A análise dos resultados com painel a-espacial (Apêndice D) comprova, por meio do Teste *F*, que a heterocedasticidade não-observada é importante para análise. Do mesmo modo, a partir dos resultados do teste de *Hausman* Espacial (p-valor 2,56E-04), fica demonstrado que a melhor forma de tratar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (32) para o Paraná seria por meio de efeitos fixos, uma vez que a hipótese nula foi rejeitada. Esse arranjo, como defendido na literatura é, efetivamente, o mais indicado para a análise (BALTAGI, 2005), (ELHORST, 2014), (MADDALA *et al.*, 1997).

Ainda, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste CD de Pesaran, uma vez que a hipótese nula de inexistência de dependência espacial foi rejeitada. Nesse sentido, caso o espaço não seja modelado existem fortes chances de as estimativas econométricas serem viesadas. Por fim, o resultado do teste de White⁴¹ aplicado ao melhor modelo espacial que será descrito a seguir, garante a homocedasticidade dos termos de erro, garantindo que o estimador de Máxima Verossimilhança foi eficiente.

Diferentemente do que aconteceu na análise a-espacial para o Estado do Ceará, a análise dos resultados dos coeficientes da demanda por energia elétrica em baixa tensão sem tratamento da dependência espacial demonstram resultados para

⁴⁰ O valor do teste de White foi 1,3817, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

⁴¹ O valor do teste de White foi 0,1514, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

as elasticidades preço e renda mais alinhados à literatura, embora a elasticidade-preço ainda tenha apresentado resultado viesado (0,02). O exame do tratamento da dependência proporcionado pelos modelos espaciais deve demonstrar a intensidade desse viés para as variáveis em análise.

De forma a corrigir a dependência espacial comprovada no exame a-espacial, a análise dos resultados do modelo descrito em (32) com uso das técnicas econométricas-espaciais para o Estado do Paraná pode ser vista na Tabela 9. Verifica-se que, para apreciação da demanda por energia elétrica em baixa tensão com determinantes marshallianos para o Estado do Paraná, os critérios de informação não coincidem quanto ao melhor modelo para controle da dependência espacial. Enquanto o critério de informação de Akaike (AIC) indicou que a melhor forma de controlar a dependência espacial seria com uso de Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM), o critério de informação bayesiano de Schwartz (BIC) definiu que o Modelo de Defasagem Espacial (SAR) seria melhor. Logo, para definir qual modelo seria melhor para o caso do Paraná, foi considerado que, como os principais determinantes de consumo de energia elétrica estão no modelo (preço e renda), não há razão para haver explicação forte nos termos de erro defasados espacialmente.

Tabela 9 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais de consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Preço (Log P) - α	-0,0350*** (0,0056)	0,0130(.) (0,0077)	-0,0086 (0,0207)	-0,0134 (0,0199)
Renda (Log Y) - β	0,2957*** (0,0080)	0,3793*** (0,0079)	0,3082*** (0,0101)	0,3289*** (0,0095)
W(Log C) - ρ	0,3615*** (0,0160)	-	0,3784*** (0,0188)	-
W(Log P) - τ_p	-	-	-0,0238 (0,02180)	-0,0302 (0,0222)
W(Log Y) - τ_y	-	-	-0,0227(.) (0,0135)	0,1215*** (0,0124)
W ξ - λ	-	0,3965*** (0,0188)	-	0,3868*** (0,0190)
Número de observações	399	399	399	399
AIC	18240,04	18330,4	18239,19	18237,48**
BIC	20849,01**	20939,37	20861,11	20859,4

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: Resultados obtidos por meio do pacote spml no software RStúdio. Entre parênteses estão discriminados os erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo. (negrito) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC).

Assim, foi definido que a melhor forma de controlar a dependência espacial com formulação conforme (32) para o Estado do Paraná é com o Modelo de Defasagem Espacial (SAR). Esse resultado diverge em relação à literatura, onde não foram encontrados exemplos desse tipo de arranjo como o melhor modelo para tratamento da heterogeneidade não-observada no caso de demanda por energia elétrica.

Analisando os resultados desta forma de controle da dependência espacial aplicada ao modelo descrito em (32) para o Estado do Paraná, observa-se que todos os parâmetros se apresentaram significativos a 5% e que os sinais e níveis de sensibilidade estão alinhados à literatura acerca da demanda por energia elétrica.

Novamente, como descrito na metodologia, a leitura dos efeitos dos regressores no caso de uma análise com defasagem espacial da variável dependente, como este (ver Figura 8), deve ser realizada considerando os efeitos diretos e indiretos dessa relação, como descrito na Tabela 10.

Tabela 10 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SAR sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base nos determinantes marshallianos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SAR	Efeitos – SAR		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,3615*** (0,0160)	-	-	-
Preço (Log P)	-0,0350*** (0,0056)	-0,0358*** (0,0056)	-0,0187*** (0,0033)	-0,0545*** (0,0087)
Renda (Log Y)	0,2957*** (0,0080)	0,3040*** (0,0084)	0,1592*** (0,0124)	0,4632*** (0,0178)

Fonte: dados da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do comando *spml* no software RStúdio. Nos parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) Resultado significativo a 0,1%.

Assim, em uma leitura completa (efeitos totais) dos resultados do modelo SAR na formulação com regressores marshallianos para o Estado do Paraná, a elasticidade-preço da demanda por energia elétrica em baixa tensão neste estado é de -0,05. Nota-se que, em virtude das considerações dos efeitos espaciais, além da alteração do sentido de resposta, há leve elevação do nível de sensibilidade se comparada às estimativas a-espaciais, onde o mesmo efeito foi de 0,02 (Apêndice D). De toda forma, fica demonstrado que a sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão no Estado do Paraná é inelástica quanto ao preço. Sendo assim, um aumento de 1% no preço diminui o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita num montante equivalente à 0,05%. Por sua vez, a elasticidade-renda foi de

0,46. Novamente, houve leve ampliação no nível de sensibilidade quando comparado ao modelo a-espacial (0,41), o que demonstra um comportamento também inelástico da referida demanda à renda, somente com resposta mais efetiva que aquela relacionada com o preço, e que o viés pela desconsideração da questão espacial é de 0,05. Conclui-se também que políticas públicas voltadas à universalização de acesso à energia elétrica para o Paraná deveriam focar mais em programas de desenvolvimento de renda, uma vez que seus impactos seriam superiores. Por fim, o efeito do consumo de energia elétrica em baixa tensão sobre o envoltório foi de 0,36.

Percebe-se portanto, que os resultados das estimativas espaciais apresentaram níveis de sensibilidade marginalmente maiores que os apresentados pela técnica tradicionalmente empregada. Uma das razões para o nível de viés ser baixo é o comportamento mais homogêneo e, conseqüentemente, mais amadurecido e estável da economia do Estado do Paraná, que sofreu baixo nível de variação em suas características de desenvolvimento humano (ver Gráfico 6).

No tocante à comparação que se pode fazer entre os espaços analisados, percebe-se total divergência de comportamento com relação ao preço. Enquanto o Estado do Paraná demonstrou alto nível de inelasticidade às variações da tarifa de energia elétrica em baixa tensão; no Estado do Ceará, a demanda demonstrou ter alto nível de sensibilidade às variações do preço.

Pensando em termos de políticas existentes, como programas de tarifas diferenciadas para famílias hipossuficientes (Programa Baixa Renda), os resultados da pesquisa demonstraram que o formulador de políticas tarifárias deve levar em consideração as diferenças regionais na construção de modelos que visam atender à população mais carente.

Quando a comparação a ser realizada foca na sensibilidade da demanda ao nível de renda, verifica-se que o Estado do Paraná é ligeiramente mais sensível a variações desse determinante que o Estado do Ceará. Uma das razões para esse fato pode ser atribuído ao nível mais elevado de famílias cearenses que recebem benefícios tarifários (ver Gráfico 10). No Ceará, a média do número de famílias que recebem auxílio do Estado é de 5663 famílias por município. Por sua vez, no Estado do Paraná, essa média é de apenas 930 famílias por município.

Nesse caso, como a dinâmica socioeconômica do Paraná depende mais da atividade produtiva, é natural imaginar que sua renda, que depende proporcionalmente mais da atividade econômica, tenha sensibilidade maior à renda.

Uma análise mais detalhada quanto ao nível de desenvolvimento de emprego e renda será realizado na seção 6.4. Ainda, é possível perceber que os efeitos espaciais da demanda por energia elétrica em baixa tensão, enquanto impulsionadora da mesma demanda nas unidades espaciais vizinhas, é expressivamente maior no Estado do Paraná (0,36) quando comparada ao mesmo resultado no Ceará (0,20).

Percebe-se ainda que os efeitos indiretos dos determinantes preço e renda são mais próximos aos efeitos diretos no Paraná (Tabela 10) que no Ceará (Tabela 8). Esse resultado pode indicar que quanto menor o nível de desenvolvimento socioeconômico, menores são os efeitos indiretos do espraiamento espacial de tais variáveis explicativas. Em termos de políticas públicas, esse resultado indica que, se políticas tarifárias ou de renda forem efetivadas com intuito de induzir o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica, seu resultado tende a afetar também a região circundante. Ainda, se a aplicação de tais políticas for resiliente, de tal modo que eleve o grau de desenvolvimento socioeconômico, os efeitos indiretos tendem a elevar-se proporcionalmente aos efeitos diretos, melhorando o resultado de políticas persistentes.

Por fim, em termos comparativos, percebe-se que quando analisados apenas os principais determinantes da demanda por energia elétrica em baixa tensão (preço e renda), a melhor forma de controlar a dependência espacial variou entre os Estados analisados. No Ceará, além do transbordamento dos efeitos de influência da própria demanda por energia elétrica em baixa tensão, a análise da influência dos regressores preço e renda com efeitos locais também auxiliam no controle da dependência espacial. No caso do Paraná, os efeitos espaciais das variáveis explicativas não foram estatisticamente relevantes para um maior controle da dependência espacial. Esse fato pode estar associado a maior dinâmica do Estado do Paraná com relação a sua economia como um todo. O maior detalhamento das considerações dos impactos dos vários setores econômicos para a demanda por energia elétrica em baixa tensão será realizado na seção 6.5.

6.3 RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM AS IMPLICAÇÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO

O segundo modelo, conforme estabelecido em (34), intenciona avaliar as consequências diretas do nível de desenvolvimento humano para o consumo de

energia elétrica em baixa tensão. Para isso, a renda foi substituída por um indicador de desenvolvimento humano (F_i) e por duas variáveis de controle: Nível de dependência social ou renda mínima (BFp) e Variação do PIB (VPIB).

Iniciando a análise com as considerações deste modelo para as estimativas a-espaciais para o Estado de Ceará (Apêndice E), verifica-se que o resultado do Teste F (2459,55) demonstra que a TE foi considerada como um instrumento suficientemente forte. Com base no Fator de Inflação da Variância (VIF), demonstrou-se que não existe multicolinearidade. Comprova-se também, por meio de Teste F aplicado às estimativas *pooled* e de efeitos fixos a-espaciais, que a heterocedasticidade não-observada é importante para análise. Em seguida, observou-se, a partir dos resultados do teste de *Hausman* Espacial, que a melhor forma de tratar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (34) para o Ceará é por meio de efeitos fixos. Ainda, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste CD de *Pesaran*. Logo, não modelar as relações espaciais leva a resultados viesados. No tocante à eficiência do estimador por Máxima Verossimilhança, o teste de White⁴² comprovou que esse estimador garantiu erros homocedásticos.

Uma leitura objetiva, a partir das estimativas com as quatro formas de controle da dependência espacial testadas, pode ser apreciada na Tabela 11. Assim, a partir dos critérios de informação, ficou demonstrado que a melhor maneira de se controlar a dependência espacial no caso do modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Ceará é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM). Como no modelo anterior, este tipo de associação espacial (SDM) requer a consideração dos efeitos diretos e indiretos, uma vez que existe relação espacial da variável dependente (ver Figura 10). Contudo, para que se possa proceder à uma análise mais conclusiva a respeito dos resultados da implicação do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Estado do Ceará, foram projetados os resultados dessas relações na Tabela 12.

Observa-se que o efeito total do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita no Estado do Ceará foi significativo apenas a 10%, tendo impacto de 0,17% para cada ampliação de 1% no nível de

⁴² O valor do teste de White foi 0,0872, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

desenvolvimento humano. A relação direta era esperada. Contudo, o nível de significância demonstra que existem razões ainda não amadurecidas em termos de desenvolvimento humano nesta unidade da federação que não permitem um impacto com maior significância estatística. Uma provável razão para a baixa significância do desenvolvimento humano enquanto determinante do consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará seria que seu processo de desenvolvimento ainda não está amadurecido (Gráfico 5). Espera-se que as estimativas do modelo descrito conforme (36), a serem realizada na próxima seção, possam trazer maiores conclusões à análise.

Tabela 11 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Log P	0,2647*** (0,0192)	0,4498*** (0,0205)	- 1,3523*** (0,1465)	- 1,1710*** (0,1352)
Log F	0,4300*** (0,0475)	0,5189*** (0,0546)	0,1173(.) (0,0630)	0,1748** (0,0599)
Log BFp	0,1958*** (0,0393)	0,2277*** (0,0436)	0,0903* (0,0452)	0,1169** (0,0437)
Log VPIB	0,0930** (0,0352)	0,1115** (0,0401)	0,1018* (0,0410)	0,1049** (0,0395)
W(Log C) – ρ	0,3589*** (0,0262)	-	0,3175*** (0,0279)	-
W(Log P) - τ P	-	-	1,6136*** (0,1469)	1,5569*** (0,1366)
W(Log F) - τ F	-	-	0,4158*** (0,0823)	0,5925*** (0,0884)
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	0,1930** (0,0684)	0,2867*** (0,0778)
W(Log VPIB) - τ VPIB	-	-	- 0,0279 (0,0577)	- 0,0096 (0,0655)
W ξ – λ	-	0,3185*** (0,0281)	-	0,3094*** (0,0283)
Número de observações	184	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	9.620,60	9.685,25	9.472,35	9.483,84
BIC	10.703,57	10.768,22	10.578,12	10.589,61

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spmi* no software RStudio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo; (**negrito**) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critérios de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

Quanto ao resultado das variáveis de controle, observa-se que o Programa Bolsa Família conseguiu alcançar seus objetivos primários, sendo, portanto, *proxy* de

renda mínima no Estado do Ceará. Ainda, foi significativo a 5% e sua relação com a demanda por energia elétrica em nível de baixa tensão do Ceará é positiva. Nesse caso, uma variação positiva de 1% no valor da renda disponibilizada pelo programa é capaz de aumentar em 0,13% a demanda por energia elétrica em nível de baixa tensão.

Por sua vez, a variação da atividade econômica (VPIB) foi significativa a 1% no Estado do Ceará, tendo impacto de 0,15% para uma variação de 1% no PIB. Essa análise é importante para concluir que os efeitos de crises econômicas para o consumo de energia elétrica em baixa tensão é relativamente baixo mesmo na região menos desenvolvida. O resultado comprova também que bens essenciais possuem baixo nível de sensibilidade a flutuações da atividade econômica. Reforça-se apenas que essa conclusão se refere aos efeitos de longo prazo, o que não significa que os impactos de curto prazo também o sejam.

Tabela 12 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
	0,3175*** (0,0279)	-	-	-
W(Log C)	- 1,3523*** (0,1465)	-1,3825*** (0,1472)	-0,5988*** (0,1022)	-1,9813*** (0,2279)
Log P	0,1173(.) (0,0630)	0,1200(.) (0,0645)	0,0519(.) (0,0287)	0,1719(.) (0,0925)
Log F	0,0903* (0,0452)	0,0924* (0,0456)	0,0400* (0,0209)	0,1324* (0,0660)
Log BFp	0,1018* (0,0410)	0,1041** (0,0393)	0,0451* (0,0182)	0,1492** (0,0570)
Log VPIB	1,6136*** (0,1469)	-	-	-
W(Log P)	0,4158*** (0,0823)	-	-	-
W(Log F)	0,1930** (0,0684)	-	-	-
W(Log BFp)	- 0,0279 (0,0577)	-	-	-
W(Log VPIB)				

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote spml no software Rstúdio.

Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***)

significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.)

significativo a 10%; () não significativo.

Chama-se atenção para o fato do nível de sensibilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão ser maior em seus impactos espaciais diretos que seus efeitos indiretos em todas as variáveis. Ainda, que os efeitos indiretos, à exceção do desenvolvimento humano, são estatisticamente relevantes. Esse fato auxilia na

justificativa de implantação de políticas públicas, uma vez que seus efeitos extrapolam os limites locais de aplicação, o que gera um efeito em onda em torno dos pontos de execução. A análise da variável BFP é exemplo desse resultado. A ampliação da renda recebida pelo Programa Bolsa Família teve impactos maiores inclusive nas regiões vizinhas (0,19) quando comparados com seus efeitos locais (0,13).

Outra conclusão interessante dos resultados para o modelo descrito em (34) para o Estado do Ceará é que, embora, localmente, o desenvolvimento humano não tenha se mostrado significativo estatisticamente, do ponto de vista espacial, observa-se que este indicador foi altamente significativo, sendo o nível de sensibilidade espacial (0,42) maior que o efeito local total (0,17). Espera-se que, com a abertura dos subíndices de desenvolvimento na próxima seção sejam possíveis explicações para esse resultado.

Seguindo para a análise do modelo descrito por (34) para o Estado do Paraná, verifica-se, conforme Apêndice F, que o resultado do Teste F (14555,40) demonstra que a TE foi considerada como um instrumento suficientemente forte e que o Fator de Inflação da Variância (VIF) demonstrou que não existe multicolinearidade. Ainda, é possível determinar que a heterocedasticidade não-observada é importante para análise por meio do resultado do Teste *F*. Em seguida, com base nas estimativas com painel de dados a-espacial, observa-se, a partir dos resultados do teste de *Hausman* Espacial, que a melhor forma de abordar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (34) para o Paraná é por meio de efeitos fixos. Ainda, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste CD de *Pesaran*, o que leva à necessidade de controlar a dependência espacial, sob pena de analisar estimativas viesadas. Como meio de garantir que o estimador utilizado resultou em estimativas justas e competentes, o teste de White⁴³ aplicado ao melhor modelo espacial, conforme será descrito em sequência, garante que os erros de tais estimativas são homocedásticos.

De modo a estabelecer qual o melhor modelo para controle da dependência espacial, os modelos fundamentados na seção 5.3 foram estimados para o modelo descrito em (36) para o Paraná. O resultado consta na Tabela 13.

⁴³ O valor do teste de White foi 0,0821, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

Tabela 13 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Log P	0,0972*** (0,0053)	0,2582*** (0,0086)	- 0,0066 (0,0226)	0,0080 (0,0216)
Log F	0,4893*** (0,0280)	0,4099*** (0,0316)	0,3853*** (0,0312)	0,5144*** (0,0312)
Log BFp	0,0114*** (0,0020)	0,0112*** (0,0022)	0,0123*** (0,0021)	0,0153*** (0,0023)
Log VPIB	0,0429** (0,0117)	0,0518*** (0,0143)	0,0360* (0,0142)	0,0446** (0,0139)
W(Log C) - ρ	0,6070*** (0,0138)	-	0,5296*** (0,0162)	-
W(Log P) - τ P	-	-	0,1059*** (0,0234)	0,2266*** (0,0231)
W(Log F) - τ F	-	-	0,5078*** (0,0532)	0,9136*** (0,0694)
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	0,0034 (0,0031)	0,0074(.) (0,0039)
W(Log VPIB) - τ VPIB	-	-	- 0,0062 (0,0210)	0,0345 (0,0291)
W ξ - λ	-	0,6325*** (0,0143)	-	0,5331*** (0,0164)
Número de observações	399	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	19.310,17	19.588,10	19.204,25	19.304,35
BIC	21.932,09	22.210,02	21.852,06	21.952,16

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software RStúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo; (**negrito**) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

A análise a partir dos critérios de informação utilizados levam à conclusão de que a melhor maneira de se controlar a dependência espacial no caso do modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Paraná é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM). Uma conclusão importante a partir daí é que a escolha do modelo menos apropriado pode levar a estimativas viesadas. Para comprovar isso, basta verificar que os demais modelos espaciais (SAR/SEM/SDEM) apresentam resultado contralógico para a elasticidade-preço da demanda para o modelo em questão.

No tocante aos impactos do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Paraná, fica evidente que o processo de desenvolvimento humano mais amadurecido experimentado pelo Paraná faz com que este regressor seja altamente significativo nesta unidade da federação. Este fato diverge daquele verificado para o Ceará. As razões para esse nível de influência serão melhor abordados quando o modelo descrito conforme (36) for analisado.

Para uma leitura direta dos resultados do modelo SDM para as estimativas com desenvolvimento humano para o Paraná, dada a existência de defasagem espacial da variável dependente, faz-se necessário verificar os efeitos diretos e indiretos que surgem devido esse tipo de modelagem. Dessa forma, foram estimados tais efeitos, conforme metodologia proposta por LeSage e Pace (2009), e seus resultados podem ser vistos na Tabela 14.

Tabela 14 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,5296*** (0,0162)	-	-	
Log P	- 0,0066 (0,0226)	-0,0070 (0,0265)	-0,0070 (0,0265)	-0,1400 (0,0530)
Log F	0,3853*** (0,0312)	0,4120*** (0,0324)	0,4071*** (0,0433)	0,8191*** (0,0725)
Log BFp	0,0123*** (0,0021)	0,0131*** (0,0022)	0,0130*** (0,0025)	0,0261*** (0,0047)
Log VPIB	0,0360* (0,0142)	0,0385* (0,0164)	0,0380* (0,0164)	0,0765* (0,0327)
W(Log P)	0,1059*** (0,0234)	-	-	-
W(Log F)	0,5078*** (0,0532)	-	-	-
W(Log BFp)	0,0034 (0,0031)	-	-	-
W(Log VPIB)	- 0,0062 (0,0210)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spmi* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Os resultados comprovam que o nível de sensibilidade experimentado pelo Estado do Paraná ao consumo de energia elétrica em baixa tensão em virtude de variações de seu nível de desenvolvimento é, de fato, relevante. Uma variação de 1% no nível de desenvolvimento humano gera uma ampliação local de 0,82% da demanda do referido bem. Como verificado no Estado do Ceará, é notório perceber que os efeitos do transbordamento espacial do desenvolvimento humano extrapolam os limites locais. No caso do Paraná, investimentos em políticas públicas que elevem em 1% o nível de desenvolvimento humano de uma localidade exercem em seu envoltório uma ampliação no consumo de energia elétrica em baixa tensão de 0,51%. Ou seja, o impacto de variações de desenvolvimento humano em seu espraiamento espacial é positivo e significativo.

Esse resultado demonstra a capacidade dos resultados de eventuais políticas públicas voltadas à melhoria do nível de desenvolvimento regional em ambos os Estados. Em termos de direcionamento de políticas públicas de desenvolvimento humano locais, a próxima análise será capaz de identificar quais delas seriam mais apropriadas e/ou eficientes em cada caso.

O resultado da influência do Programa Bolsa Família para a demanda por energia elétrica em baixa tensão para o Paraná demonstrou que, nesta unidade da federação, o referido programa também pode ser compreendido como um programa de renda mínima. Contudo, de forma divergente daquela verificada para o Ceará, seu nível de significância foi altamente significativo no Paraná, embora com menor magnitude em seu nível de sensibilidade. Esse resultado pode estar associado ao seu nível de desenvolvimento de renda mais elevado e amadurecido (Apêndice N).

Por sua vez, a variação do PIB foi menos significativa no estado do Paraná como determinante da demanda em análise. Dessa forma, fica também demonstrado que eventuais variações da atividade econômica são mais impactantes em regiões menos desenvolvidas. Por essa razão, é necessário frisar que em eventuais momentos de contração da atividade econômica, estas áreas devem ter maior atenção por parte do poder público.

No tocante à comparação dos efeitos desse modelo, fica claro observar que o espraiamento espacial dos efeitos do desenvolvimento humano no Ceará são maiores (0,42) que seus efeitos locais (0,17). Em contrapartida, os efeitos das implicações espaciais no Paraná são menores (0,51) que seus efeitos locais (0,82). Esse fato pode estar associado aos benefícios da ampliação do desenvolvimento humano no Estado cujos níveis iniciais eram mais atrasados, sugerindo que os ganhos espaciais iniciais em localidades menos desenvolvidas são maiores que seus efeitos locais. A lógica contrária pode ser atribuída às localidades com níveis mais estáveis e elevados de desenvolvimento. Esse resultado sugere que os ganhos de qualquer política pública voltada à melhoria dos índices de desenvolvimento humano possuem efeitos espaciais com rendimentos decrescentes.

6.4 RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM SUBÍNDICES DE DESENVOLVIMENTO HUMANO

Com o intuito de esclarecer o nível de influência dos subíndices de desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão entre as áreas analisadas, segue-se com a apreciação dos resultados do modelo proposto conforme equação (36). Neste, a variável desenvolvimento (F_i) analisada na seção anterior foi desmembrada de modo a refletir os impactos das dimensões de Saúde (FS); Educação (FE); e Emprego e Renda (FR) para o consumo da variável de análise. Todavia, os controles foram mantidos de forma a trazer uniformidade nesta e na próxima análise.

Começando a partir dos resultados da referida metodologia para o Estado do Ceará, verifica-se, com base nos resultados com painel de dados a-espaciais (Apêndice G), que o resultado do Teste F (1888,60) demonstra que a TE foi considerada como um instrumento forte e, que o Fator de Inflação da Variância (VIF) de 1,61, conforme Härdle e Simar (2012), garante a inexistência de multicolinearidade entre os regressores.

Ainda, percebe-se que o resultado do Teste F leva à interpretação de que os efeitos da heterogeneidade não-observada são relevantes e, portanto, devem ser modelados. Em seguida, ainda com base nas estimativas com painel de dados a-espacial, observa-se, a partir dos resultados do teste de *Hausman* Espacial, que a melhor forma de abordar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (36) para o Ceará é por meio de efeitos fixos. Para finalizar a análise preliminar, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste CD de *Pesaran*, cujo p-valor foi de 2,20E-16 ensejou a rejeição da hipótese de inexistência de dependência espacial. Por fim, para demonstrar a eficiência do estimador utilizado, faz-se necessário garantir que, ao final da análise dos modelos espaciais, os termos de erro sejam homocedásticos. Esse fato foi comprovado pelo resultado do teste de White⁴⁴ aplicado ao modelo.

Para testar a melhor configuração espacial com vistas ao controle da dependência espacial, as formas estabelecidas na metodologia de pesquisa foram

⁴⁴ O valor do teste de White foi 4,5304, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

estimadas para o modelo conforme equação (36) para o Ceará. Os resultados constam na Tabela 15.

Tabela 15 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
	0,1888***	0,3147***	- 1,3605***	- 1,2427***
Log P	(0,0211)	(0,0234)	(0,1439)	(0,1363)
	0,0360	0,0889**	- 0,0062	- 0,0141
Log FS	(0,0298)	(0,0323)	(0,0350)	(0,0341)
	0,6036***	0,6899***	0,2653***	0,3275***
Log FE	(0,0564)	(0,0605)	(0,0689)	(0,0665)
	- 0,0074	- 0,0074	- 0,0182	- 0,0163
Log FR	(0,0228)	(0,0233)	(0,0222)	(0,0224)
	0,1453***	0,1756***	0,0725	0,0818(.)
Log BFp	(0,0395)	(0,0430)	(0,0447)	(0,0435)
	0,0991**	0,1162**	0,1087**	0,1119**
Log VPIB	(0,0348)	(0,0387)	(0,0403)	(0,0391)
	0,3016***	-	0,2288***	-
W(Log C) - ρ	(0,0271)	-	(0,0294)	-
	-	-	1,5235***	1,4617***
W(Log P) - τ P	-	-	(0,1447)	(0,1379)
	-	-	- 0,1735**	- 0,1810**
W(Log F) - τ FS	-	-	(0,0563)	(0,0605)
	-	-	0,8059***	0,9944***
W(Log F) - τ FE	-	-	(0,1035)	(0,1062)
	-	-	0,0402	0,0443
W(Log F) - τ FR	-	-	(0,0466)	(0,0510)
	-	-	0,1207(.)	0,1702*
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	(0,0683)	(0,0739)
	-	-	- 0,0124	0,0038
W(Log VPIB) - τ VPIB	-	-	(0,0569)	(0,0612)
	-	0,2492***	-	0,2132***
W ξ - λ	-	(0,0294)	-	(0,0300)
Número de observações	184	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	9.550,42	9.609,18	9.375,77	9.388,14
BIC	10.644,79	10.703,55	10.504,34	10.516,70

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software RStudio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo; (**negrito**) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

É possível perceber que somente a dimensão relativa à educação é capaz de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará. Essa é uma das razões para o baixo poder explicativo do desenvolvimento humano (F) no modelo baseado na equação (34) para este Estado. As dimensões de desenvolvimento humano relativas à saúde e à renda não conseguem influenciar localmente o consumo

desse bem essencial no Estado do Nordeste. Essa conclusão é ratificada pela evolução dos referidos subíndices, constantes nos Apêndices L e N.

Como antes, dada a existência de efeitos de transbordamento espacial da variável dependente no modelo SDM, a análise quanto aos valores finais da sensibilidade em questão deve ser realizada somente após mensurados seus efeitos diretos e indiretos. Dessa forma, tais implicações podem ser percebidas na Tabela 16.

Tabela 16 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,2288*** (0,0294)	-	-	-
Log P	- 1,3605*** (0,1439)	-1,3755*** (0,1424)	-0,3887*** (0,0800)	-1,7642*** (0,2000)
Log FS	- 0,0062 (0,0350)	- 0,0063 (0,0352)	- 0,0018 (0,0102)	- 0,0080 (0,0454)
Log FE	0,2653*** (0,0689)	0,2682*** (0,0696)	0,0758*** (0,0244)	0,3440*** (0,0909)
Log FR	- 0,0182 (0,0222)	- 0,0184 (0,0219)	- 0,0052 (0,0064)	- 0,0236 (0,0282)
Log BFp	0,0725 (0,0447)	0,0733(.) (0,0410)	0,0207 (0,0124)	0,0940(.) (0,0529)
Log VPIB	0,1087** (0,0403)	0,1099** (0,0389)	0,0311* (0,0128)	0,1410** (0,0570)
W(Log P)	1,5235*** (0,1447)	-	-	-
W(Log FS)	- 0,1735** (0,0563)	-	-	-
W(Log FE)	0,8059*** (0,1035)	-	-	-
W(Log FR)	0,0402 (0,0466)	-	-	-
W(Log BFp)	0,1207(.) (0,0683)	-	-	-
W(Log VPIB)	- 0,0124 (0,0569)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spmi* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Para o subíndice de Saúde, verifica-se, conforme Apêndice L, que no início do período avaliativo 84,78% dos municípios cearenses possuíam condição baixa ou regular desse subíndice de desenvolvimento. Todavia, houve melhora nas condições desse indicador e, ao final do período de análise, apenas 0,54% dos municípios encontram-se em tal situação. Contudo, como comentado, essa evolução não foi

suficiente para tornar a saúde um item capaz de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará.

Quanto ao subíndice de Emprego e Renda, cuja descrição da evolução consta no Apêndice N, a maior parcela dos municípios cearenses apresentou ao longo do período de análise situação regular. Contudo, como comentado na análise relativa ao modelo marshalliano, a crise de 2014, com maiores efeitos para a renda em 2015, tornaram esse indicador incapaz de influenciar a demanda analisada no período de análise. Os efeitos da crise para a renda foram tão significativos que mesmo a aplicação de modelos em painel foi insuficiente para diluir seus efeitos deletérios.

A elasticidade-educação de longo prazo para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará foi significativa a 1% e possui valor de 0,34, significando que o aumento de 1% na dimensão de desenvolvimento humano relativa à educação é capaz de aumentar em 0,34% o consumo de energia elétrica em baixa tensão.

Mais importante ainda é a análise dos impactos de espriamento para as unidades espaciais vizinhas, onde os efeitos da educação foram significativos, tanto local, como espacialmente. Percebe-se que os efeitos do investimento em políticas públicas voltadas à educação básica no Ceará, como as análises realizadas por Napolini (2001); e Araújo; Leite e Andriola (2019), conduziram aos resultados elásticos positivos no consumo de bens essenciais, como a energia elétrica.

Importante frisar o comportamento de influência da dimensão saúde mostrou-se significativa e negativa em seus efeitos espaciais, o que significa dizer que, ao se elevar o nível de desenvolvimento relativo à saúde em determinado município cearense, o consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios vizinhos, diminui.

Aparentemente, esse resultado parece contraditório para a análise de espriamento espacial do desenvolvimento humano relativo à saúde. Todavia, o mesmo pode fazer sentido se for considerada a condição de influência dessa dimensão para fluxos migratórios à procurada de atendimento médico em localidades com menor índice de desenvolvimento-saúde, por exemplo. Esse tipo de fluxo é muito comum em regiões pobres, como a do nordeste. No caso, se em um determinado município existe um hospital regional, por exemplo, e o mesmo atende pacientes de 10 municípios mais próximos onde não há qualquer atendimento de saúde. É notório imaginar que o consumo de energia elétrica em baixa tensão neste município seja influenciado por esses fluxos que ocorrem por necessidade de atendimento. Dessa

forma, caso uma política pública, ou outro fator externo, melhores as condições de atendimento à saúde nos municípios mais necessitados, o consumo de energia na cidade onde se localiza o hospital regional diminuiria.

Seguindo para a análise do Estado do Paraná quanto às dimensões do desenvolvimento humano, percebe-se, a partir das informações constantes no Apêndice H, que o resultado do Teste F (12757,70) demonstra que a TE foi considerada como um instrumento forte e que o Fator de Inflação da Variância (VIF) de 1,20 delimita que não existe correlação entre as variáveis explicativas.

Na sequência, percebe-se que o resultado do Teste F (p-valor de 2,20E-16) rejeitou a hipótese de que os efeitos da heterogeneidade não-observada são irrelevantes e, portanto, devem ser modelados. Em seguida, ainda com base nas estimativas com painel de dados a-espacial, observa-se, a partir dos resultados do Teste de *Hausman* Espacial, que a melhor forma de abordar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (36) para o Paraná é por meio de efeitos fixos. Também, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do teste CD de *Pesaran*. Logo, não modelar as relações espaciais leva à resultados viesados. Por fim, o teste de White⁴⁵ garante a homocedasticidade dos termos de erro das estimativas do melhor modelo espacial verificado na pesquisa e, logo, a eficiência do estimador utilizado.

De modo a verificar qual a melhor maneira de se conter a dependência espacial, os modelos SAR, SEM, SDM e SDEM foram testados na proposição constante em (36) para o Estado do Paraná. Os resultados seguem na Tabela 17. Assim, é possível definir, com base nos critérios de informação adotados, que a maneira de controlar a dependência espacial para o modelo proposto em (36) para o Paraná é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM).

Assim, com base nos resultados apresentados na Tabela 17, é crível perceber que as dimensões do desenvolvimento humano relativas à educação e à renda foram capazes de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Paraná. Por esta razão, o poder explicativo do desenvolvimento humano (F) no modelo baseado na equação (34) foi altamente significativo. Como no estado do Ceará, a dimensão relativa à saúde também não foi significativa. Este fato demonstra a necessidade de

⁴⁵ O valor do teste de White foi 1,6764, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

implementação e/ou ampliação de políticas públicas voltadas à saúde dos indivíduos pois, embora a literatura seja capaz de entender que maiores níveis de desenvolvimento relativos à saúde levam a maiores níveis de consumo, essa premissa não se confirma nas análises realizadas.

Tabela 17 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Log P	0,0838*** (0,0060)	0,2320*** (0,0088)	0,0003 (0,0223)	0,0105 (0,0215)
Log FS	0,0126 (0,0173)	0,0174 (0,0178)	- 0,0066 (0,0177)	0,0072 (0,0188)
Log FE	0,5173*** (0,0301)	0,5491*** (0,0346)	0,3975*** (0,0352)	0,5092*** (0,0346)
Log FR	0,1352*** (0,0119)	0,1150*** (0,0126)	0,1220*** (0,0124)	0,1468*** (0,0129)
Log BFp	0,0132*** (0,0020)	0,0118*** (0,0022)	0,0137*** (0,0021)	0,0167*** (0,0022)
Log VPIB	0,0291* (0,0116)	0,0471*** (0,0141)	0,0299* (0,0140)	0,0339* (0,0137)
W(Log C) – ρ	0,5683*** (0,0142)	-	0,4987*** (0,0168)	-
W(Log P) - τ P	-	-	0,0859*** (0,0240)	0,1747*** (0,0246)
W(Log F) - τ FS	-	-	0,0856* (0,0376)	0,0736 (0,0491)
W(Log F) - τ FE	-	-	0,2876*** (0,0572)	0,7200*** (0,0716)
W(Log F) - τ FR	-	-	0,1059*** (0,0248)	0,2163*** (0,0328)
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	0,0056(.) (0,0031)	0,0106** (0,0038)
W(Ln VPIB) - τ VPIB	-	-	- 0,0232 (0,0210)	0,0019 (0,0280)
W ξ – λ	-	0,5968*** (0,0151)	-	0,4958*** (0,0171)
Número de observações	399	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	19.133,63	19.431,08	19.062,27	19.140,37
BIC	21.768,50	22.065,95	21.735,98	21.814,08

Fonte: Resultado da pesquisa.

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software RStúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo; (**negrito**) Melhor qualidade de ajustamento, segundo critério de informação de Akaike (AIC) ou Bayesiano (BIC).

Como existem efeitos de transbordamento espacial da variável dependente no modelo SDM, a análise quanto aos valores finais da sensibilidade do modelo descrito em (36) para o Estado do Paraná deve ser realizada após mensurados seus

efeitos diretos e indiretos. Assim, tais implicações podem ser percebidas na Tabela 18.

Tabela 18 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com subíndices do desenvolvimento humano para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,4987*** (0,0168)	-	-	-
Log P	0,0003 (0,0223)	0,0003 (0,0222)	0,0003 (0,0194)	0,0006 (0,0416)
Log FS	- 0,0066 (0,0177)	- 0,0070 (0,0191)	- 0,0062 (0,0168)	- 0,0132 (0,0359)
Log FE	0,3975*** (0,0352)	0,4212*** (0,0377)	0,3718*** (0,0413)	0,7930*** (0,0790)
Log FR	0,1220*** (0,0124)	0,1293*** (0,0125)	0,1142*** (0,0137)	0,2435*** (0,0262)
Log BFp	0,0137*** (0,0021)	0,0146** (0,0022)	0,0129*** (0,0021)	0,0275*** (0,0043)
Log VPIB	0,0299* (0,0140)	0,0317* (0,0157)	0,0280(.) (0,0139)	0,0597* (0,0296)
W(Log P)	0,0859*** (0,0240)	-	-	-
W(Log FS)	0,0856* (0,0376)	-	-	-
W(Log FE)	0,2876*** (0,0572)	-	-	-
W(Log FR)	0,1059*** (0,0248)	-	-	-
W(Log BFp)	0,0056(.) (0,0031)	-	-	-
W(Log VPIB)	- 0,0232 (0,0210)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Confirma-se, portanto, o alto poder explicativo local das dimensões de educação e renda para a determinação do consumo de energia elétrica em baixa tensão para o Paraná. Chama-se atenção para o papel da elasticidade-educação, que apresentou efeito total de 0,79, significando que acréscimos de 1% no indicador de desenvolvimento humano relacionado a esta dimensão geram aumento de 0,79% no consumo desse bem.

No Paraná os efeitos espaciais do nível de desenvolvimento de educação foram significativos, local e espacialmente. Em outras palavras, o investimento em políticas de desenvolvimento de educação no Paraná alcança efeitos significativamente relevantes, tanto na localidade de aplicação, quanto em sua

vizinha. Uma possível explicação para esse fato está relacionada com os níveis históricos desse subíndice de desenvolvimento no Paraná, que se encontram evolutivamente mais elevados que no Ceará, como detalhado no Apêndice M.

No tocante aos efeitos espaciais das variáveis explicativas, percebe-se que todos os subíndices de desenvolvimento humano (saúde, educação e renda) foram relevantes a 5% para afetar o consumo de energia elétrica em baixa tensão em seu envoltório no Paraná. Contudo, os efeitos espaciais foram menores que os efeitos locais quando o referido indicador é mais amadurecido, caso dos subíndices de educação e renda. Quanto ao subíndice de saúde, onde o nível de desenvolvimento não consegue afetar a demanda em análise localmente, os efeitos espaciais são maiores que os efeitos locais, o que está alinhado às conclusões do modelo analisado na seção anterior.

O resultado comparativo das condições iniciais e evolutivas do subíndice de educação entre os Estados analisados traduz-se em verificar que os níveis de sensibilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão a variações do nível de desenvolvimento de educação são maiores no Estado onde este indicador já se encontra amadurecido. Essa conclusão leva a crer que os investimentos em educação, até seu amadurecimento, conduzem a efeitos menores. Contudo, à medida que os mesmos estão amadurecidos, o nível de resultado aumenta. Dessa forma, percebe-se que o investimento em educação é algo cujos resultados são maiores a longo prazo.

Com esses resultados, verifica-se que as implicações da dimensão educação são as mais impactantes nos dois estados analisados, o que está alinhado com as conclusões de Burney (1995). Esse fato pode estar relacionado com o maior poder aquisitivo que se tem à medida que se aumenta o nível de instrução de uma população. Dessa forma, a compra mais intensa de bens de consumo duráveis e, conseqüentemente, com maiores demandas de energia elétrica, ocorre onde há maiores níveis de educação.

É necessário enfatizar que as políticas públicas voltadas à saúde não foram capazes de influenciar diretamente os resultados do consumo de energia elétrica em baixa tensão em nenhuma dos estados analisados, enquanto dimensão de desenvolvimento humano.

6.5 RESULTADOS COMPARATIVOS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS

Por fim, para concluir as análises propostas para comparação da demanda por energia elétrica em baixa tensão nos Estados do Ceará e Paraná, realizar-se-á a análise das estimativas do impacto de variações de cada setor econômico para o referido consumo. Para tanto, o modelo proposto em (32) foi adaptado, como nas outras duas análises. No caso, a renda (PIBp) foi substituída pelo número per capita de empresas dos setores Industrial (NIND), Serviços (NSERV)⁴⁶ e agricultura (NAGRO). Sua forma algébrica pode ser vista em (38). Como na análise realizada nas demais propostas metodológicas, os controles foram mantidos de forma a trazer uniformidade na pesquisa. Assim, segue-se com a verificação dos resultados do Ceará e, em sequência, com os resultados do Estado do Paraná.

Com base nos resultados com painel de dados a-espaciais (Apêndice I), ficou demonstrado por meio do Teste F (2479,41) que a utilização da TE como instrumento da tarifa média foi adequada. O Fator de Inflação da Variância (VIF) para o modelo estabelecido em (38) para o Ceará foi de 1,53, garantindo a inexistência de multicolinearidade entre os regressores.

Percebe-se que o resultado do Teste F para avaliação da importância da heterogeneidade não-observada, com p-valor de 2,20E-16, leva à interpretação de que esses efeitos são relevantes e, portanto, devem ser modelados. Em seguida, para determinar qual modelo de dados em painel será utilizado, observa-se, a partir dos resultados do Teste de *Hausman* Espacial, que a melhor forma de abordar a heterogeneidade não-observada no caso do modelo descrito em (38) para o Ceará é por meio de efeitos fixos. Para finalizar a análise preliminar, fica confirmada a existência de dependência espacial por meio do Teste CD de *Pesaran*, cujo p-valor de 2,20E-16 ensejou a rejeição da hipótese de inexistência de dependência espacial. Quanto ao termo de erro da estimativa espacial que melhor controlou a dependência espacial, comentada a seguir, a normalidade é garantida pela propriedade assintótica da amostra e, conforme Teste de White⁴⁷ realizado, os erros são

⁴⁶ No total de empresas do setor de serviço encontram-se somadas as empresas relativas aos setores de comércio e construção civil. Essa abordagem foi realizada a fim de permitir a comparação dos resultados do Sistema de Contas Nacionais.

⁴⁷ O valor do teste de White foi 3,0574, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

homocedásticos. Ou seja, o estimador por Máxima Verossimilhança gerou estimativas eficientes.

Para testar a melhor configuração espacial com vistas ao controle da dependência espacial, as formas estabelecidas na metodologia de pesquisa foram estimadas para o modelo descrito conforme equação (38) para o Ceará. Os resultados constam na Tabela 19. Assim, é possível definir, com base nos critérios de informação adotados, que a maneira de controlar a dependência espacial para o modelo proposto em (38) para o Ceará é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM).

Tabela 19 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Log P	0,1901*** (0,022)	0,3828*** (0,0232)	-1,3459*** (0,144)	- 1,2222*** (0,1363)
Log NInd	0,0493*** (0,0147)	0,0495** (0,0151)	0,043** (0,0143)	0,0473** (0,0145)
Log NServ	0,4683*** (0,0484)	0,4859*** (0,0521)	0,289*** (0,0520)	0,3461*** (0,0509)
Log NAgro	0,0824*** (0,0149)	0,0775*** (0,0153)	0,0675*** (0,0145)	0,0746*** (0,0146)
Log BFp	0,1642*** (0,0389)	0,1988*** (0,0433)	0,0424 (0,0447)	0,0614 (0,0436)
Log VPIB	0,072* (0,035)	0,1004* (0,0397)	0,0828* (0,0403)	0,0796* (0,0393)
W(Log C) - ρ	0,3474*** (0,0260)	-	0,2480*** (0,0290)	-
W(Log P) - τ P	-	-	1454772*** (0,1453)	1,3925*** (0,1386)
W(Log NInd) - τ NInd	-	-	0,0597(.) (0,0326)	0,0824* (0,0352)
W(Log NServ) - τ NServ	-	-	0,5288*** (0,0851)	0,6751*** (0,0894)
W(Log NAgro) - τ NAgro	-	-	0,0873** (0,0292)	0,1095*** (0,0318)
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	0,1598* (0,0662)	0,2242** (0,0720)
W(Log VPIB) - τ VPIB	-	-	- 0,0925() (0,0573)	- 0,0829() (0,0623)
W ξ - λ	-	0,3041*** (0,0284)	-	0,2240*** (0,0298)
Número de observações	184	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	9.563,25	9.647,55	9.380,29	9.401,60
BIC	10.657,62	10.741,92	10.508,86	10.530,17

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Inicialmente, percebe-se que, mesmo alterando as especificações de um modelo baseado em desenvolvimento humano (equações (34) e (36)) para outro baseado em setores econômicos, conforme (38), a escolha da melhor forma de controlar a dependência espacial sem critérios objetivos poderia levar a estimativas viesadas. No caso, é possível perceber que no caso do modelo com setores econômicos como regressores, as modelagens que desconsideram os efeitos espaciais dessas variáveis explicativas são viesadas quanto à única incógnita considerada em todos os modelos (o preço).

Como existem efeitos de espraiamento espacial da variável explicada neste modelo, a análise quanto aos valores finais da sensibilidade do modelo descrito em (38) para o Estado do Ceará deve ser realizada após mensurados seus efeitos diretos e indiretos. Assim, tais implicações podem ser percebidas na Tabela 20.

Tabela 20 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Ceará – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,2480*** (0,0290)	-	-	
Log P	-1,3459*** (0,144)	- 1,3635*** (0,1479)	- 0,4263*** (0,0840)	- 1,7898*** (0,2046)
Log NInd	0,043** (0,0143)	0,0435** (0,0143)	0,0136** (0,0051)	0,0571** (0,0190)
Log NServ	0,289*** (0,0520)	0,2928*** (0,0536)	0,0915** (0,0239)	0,3843*** (0,0732)
Log NAgro	0,0675*** (0,0145)	0,0684*** (0,0135)	0,0214** (0,0058)	0,0898*** (0,0184)
Log BFp	0,0424 (0,0447)	0,043() (0,0458)	0,0134() (0,0144)	0,0564() (0,0598)
Log VPIB	0,0828* (0,0403)	0,0839(.) (0,0458)	0,0262(.) (0,0153)	0,1101(.) (0,0605)
W(Log P)	1,4548*** (0,1453)	-	-	
W(Log NInd)	0,0597(.) (0,0326)	-	-	
W(Log NServ)	0,5288*** (0,0851)	-	-	
W(Log NAgro)	0,0873** (0,0292)	-	-	
W(Log BFp)	0,1598* (0,0662)	-	-	
W(Log VPIB)	- 0,0925() (0,0573)	-	-	

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Após a identificação dos efeitos diretos e indiretos, é possível fazer previsões de longo prazo quanto à sensibilidade do consumo de energia elétrica em baixa tensão a depender do nível de variação do número de empresas por setor. No caso do Ceará, o setor industrial é o menos significativo. Os setores de serviços e agropecuário são os mais relevantes, sendo que a elasticidade do setor de serviços é maior. Percebe-se um nível de sensibilidade maior dos efeitos espaciais frente aos locais no caso do setor de serviços, o que, com base nos resultados já verificados, indica existir espaço para uma ampliação do número de empresas desse setor no Ceará. Destaca-se ainda que o forte impacto espacial do setor de serviços para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará pode estar associado aos níveis mais baixos de desenvolvimento do Estado.

Os resultados descritos para o Ceará estão alinhados com a participação de cada setor para o valor agregado bruto na economia cearense (Gráfico 8). Verifica-se a importância que o setor de serviços possui para a ampliação de consumo de bens essenciais, como a energia elétrica. Nesse sentido, políticas públicas regionais que incentivem ou ampliem a criação de novas empresas no setor de serviços, além dos efeitos gerados para o local de sua implementação, acabam por resultar em impactos também significativos para as cidades de seu envoltório no que se refere à demanda por energia elétrica em baixa tensão.

Uma leitura mais detalhada do setor de serviços no Ceará demonstra que o subsetor com maior participação para a economia desse Estado é o relacionado com administração, educação, saúde, pesquisa e desenvolvimento públicos, defesa e seguridade social (APU). Conforme Cavalcante *et al.* (2017, p.19), “esse resultado reforça a percepção quanto à importância do papel do setor público na economia do Ceará, não apenas para estimular o crescimento econômico, mas também para atender as demandas sociais”.

A partir desse resultado, é possível ratificar que, para o Ceará, independente dos quatro modelos estimados conforme equações (32), (34), (36) e (38), a melhor maneira de controlar a dependência espacial é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM). Esse resultado está alinhado com o que foi verificado por Cabral (2017) em uma análise regional para o Brasil.

Seguindo para uma leitura dos dados relativos às estimativas do modelo proposto em (38) ainda em uma análise preliminar (não espacial) para o Paraná, verifica-se, conforme Apêndice J, que o Teste F (14017,00) comprovou a força da TE

enquanto instrumento da tarifa média. Um Fator de Inflação de Variância (VIF) de 1,19 garante que as variáveis em análise não possuem correlação forte entre si.

Além disso, o resultado do Teste *F* realizado para se verificar a importância da heterogeneidade não-observada comprovou, a partir de seu resultado estatístico, que esse efeito é importante para a análise. Ainda, o teste de *Hausman* Espacial demonstrou que a melhor forma de controle da heterogeneidade não-observada para o caso do modelo descrito (38) para o Paraná é por meio de painel com efeitos fixos. Por fim, o teste CD de *Pesaran* comprovou que existe dependência espacial nos dados, razão pela qual o emprego da metodologia espacial é o mais adequado. Assim, é necessário apreciar os resultados dos modelos espaciais propostos na metodologia de pesquisa para tal modelo. Os mesmos encontram-se detalhados na Tabela 21. Por fim, o resultado do teste de White⁴⁸, aplicado ao modelo espacial com melhor critério de informação, corrobora para a eficiência dos resultados com o uso do estimador por Máxima Verossimilhança.

Como verificado para o Ceará, é notório perceber que a escolha aleatória de um modelo espacial pode levar a estimativas viesadas. Novamente, quando se aborda um modelo com os setores econômicos, a não-observância dos efeitos de transbordamento espacial das variáveis explicativas torna a análise da sensibilidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão ao preço contraditória. Salienta-se também que, dada a existência de relação bidirecional entre as demandas locais por energia elétrica em baixa tensão, uma análise mais detalhada quanto à sensibilidade da referida demanda somente pode ser realizada quando estimados os impactos diretos e indiretos. Esse resultado pode ser visto na Tabela 22.

Quando se analisa a importância de cada setor econômico para a determinação da referida demanda no Paraná, diferentemente do que se observou nos resultados para o Ceará, verifica-se que todos os setores possuem alto poder explicativo em seus efeitos locais. Uma das possíveis explicações para isso é o maior nível de desenvolvimento do Estado, com uma estrutura produtiva mais consolidada e, conseqüentemente, com maior demanda por energia elétrica em baixa tensão.

⁴⁸ O valor do teste de White foi 2,8059, não rejeitando a hipótese nula de presença de homoscedasticidade ao nível de significância de 5%.

Tabela 21 – Resultado das estimativas dos modelos espaciais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SAR	SEM	SDM	SDEM
Log P	0,0522*** (0,0048)	0,1632*** (0,0066)	- 0,0294() (0,0204)	- 0,0259() (0,0199)
Log Nind	0,0878*** (0,0090)	0,0907*** (0,0092)	0,086*** (0,009)	0,0902*** (0,0093)
Log NServ	0,8203*** (0,0242)	0,9119*** (0,0262)	0,7601*** (0,0273)	0,842*** (0,0261)
Log NAgro	0,0938*** (0,0146)	0,1009*** (0,0160)	0,1175*** (0,0156)	0,1113*** (0,0156)
Log BFp	0,0066*** (0,0018)	0,0049* (0,0020)	0,0069*** (0,0019)	0,0088*** (0,0020)
Log VPIB	0,0233* (0,0105)	0,0429*** (0,0126)	0,0258* (0,0128)	0,0273* (0,0123)
W(Log C) – ρ	0,4483*** (0,0142)	-	0,3842*** (0,0187)	-
W(Log P) - τ P	-	-	0,0788*** (0,0212)	0,1204*** (0,0213)
W(Log NInd) - τ NInd	-	-	- 0,0054() (0,0231)	0,0370() (0,0267)
W(Log NServ) - τ NServ	-	-	0,2595*** (0,0490)	0,6935*** (0,0490)
W(Log NAgro) - τ NAgro	-	-	- 0,0979*** (0,0275)	- 0,0322() (0,0335)
W(Log BFp) - τ BFp	-	-	0,0062* (0,0028)	0,0080* (0,0032)
W(Log VPIB) - τ VPIB	-	-	- 0,0195() (0,0189)	- 0,0013() (0,0226)
W ξ – λ	-	0,4963*** (0,0171)	-	0,3682*** (0,0193)
Número de observações	399	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12	12
AIC	18.137,94	18.468,51	18.090,71	18.154,76
BIC	20.772,80	21.103,37	20.764,41	20.828,46

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Em especial, chama-se atenção para o fato de a sensibilidade da demanda em análise ser altamente significativa quando se analisa os resultados para a indústria, uma vez que “a indústria apresenta um multiplicador de emprego e renda bastante elevado por conta de seus inúmeros encadeamentos para trás e para frente” (RAIHER, 2016. p. 10). Essa noção é corroborada por Ferraz; de Paula e Kupfer (2012, p. 322), para os quais “as políticas industriais, se bem-sucedidas, podem fortalecer a estabilidade e a capacidade de crescimento econômico.”

Verifica-se que os níveis de sensibilidade locais do consumo de energia elétrica em baixa tensão no Paraná, relativos aos setores industrial, serviços e agricultura, são, respectivamente, 0,14; 1,23 e 0,19. Ainda, observa-se que todos foram altamente significativos.

Tabela 22 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão per capita com base no modelo com setores econômicos para o Estado do Paraná – 2005 a 2016.

Log C	SDM	Efeitos - SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,3842*** (0,0187)	-	-	-
Log P	- 0,0294() (0,0204)	- 0,0304() (0,0191)	- 0,0174() (0,0113)	- 0,0478() (0,0303)
Log NInd	0,086*** (0,009)	0,0888*** (0,0082)	0,0509*** (0,0062)	0,1397*** (0,0137)
Log NServ	0,7601*** (0,0273)	0,7845*** (0,0287)	0,4499*** (0,0353)	1,2343*** (0,0541)
Log NAgro	0,1175*** (0,0156)	0,1213*** (0,0165)	0,0695*** (0,0107)	0,1908*** (0,0264)
Log BFp	0,0069*** (0,0019)	0,0071** (0,0020)	0,0041** (0,0012)	0,0111** (0,0032)
Log VPIB	0,0258* (0,0128)	0,0266(.) (0,0145)	0,0152(.) (0,0086)	0,0418(.) (0,0230)
W(Log P)	0,0788*** (0,0212)	-	-	-
W(Log NInd)	- 0,0054() (0,0231)	-	-	-
W(Log NServ)	0,2595*** (0,0490)	-	-	-
W(Log NAgro)	- 0,0979*** (0,0275)	-	-	-
W(Log BFp)	0,0062* (0,0028)	-	-	-
W(Log VPIB)	- 0,0195() (0,0189)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spmi* no software Rstúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Em uma análise comparativa, é perceptível que o grau de influência de qualquer dos setores no Paraná é maior que no Ceará. Esse resultado pode estar associado ao maior dinamismo na economia do Estado do Sul, onde maiores níveis de desenvolvimento, com uma estrutura produtiva mais consolidada e uma distribuição um pouco menos concentrada entre os setores (Gráfico 9), permite que cada setor, individualmente, seja mais importante para determinar o consumo de energia em uma análise vertical do referido consumo. Outro fator que pode ter influenciado no resultado são os efeitos da maior participação da indústria na economia paranaense pois, como comentado, esse setor é capaz de induzir a efeitos de maior dinamismo por influenciar outras atividades em seu envoltório.

Outra diferença está relacionada com o nível de significância da influência espacial do setor agrícola para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Paraná. Depreende-se dos resultados estimados que, diferentemente do Ceará, este

setor é um forte influenciador da demanda por energia elétrica em baixa tensão no Estado mais desenvolvido. Uma das possíveis explicações para isso pode estar associada ao fato, descrito por Funari (2008), de que a modernização da agricultura, realizada a partir da década de 1970, ensejou uma maior relação do campo com o setor industrial e promoveu transformações econômicas significantes na economia paranaense. Nesse sentido, quando uma nova empresa do setor agrícola se instala há maior poder de atração de indústrias e comércios relacionados aos insumos necessários à manutenção da atividade agrícola atual (moderna e técnica), com um encadeamento maior do setor agrícola com outros setores, e não tão dependente dele mesmo. Esse processo de desconcentração dos empregos em setores com maior capacidade de influenciar o desenvolvimento econômico faz com que o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica, também o sigam e diminuam no envoltório.

Igual análise pode ser realizada quanto ao setor industrial, embora o efeito de implicação espacial somente é relevante para os setores agropecuário e de serviços, como ocorreu no Ceará. Uma das possíveis explicações para esse fato pode estar associada ao relato, descrito por Raiher (2016), para quem, em parte, a desconcentração do setor industrial verificado entre 2003 e 2012 promoveu uma desconcentração desse setor em torno de Curitiba⁴⁹, mas beneficiou regiões que já possuíam aglomerados industriais. Nesse sentido, quando uma nova indústria se instala em cidades onde já existem várias indústrias, dado o poder de atração que a atividade possui, esse processo de desconcentração dos empregos no setor com maior capacidade de influenciar o desenvolvimento econômico desloca marginalmente consigo o consumo de energia elétrica em baixa tensão, embora, como comentado, não tenha sido significativo.

6.6 RESULTADOS COMPARATIVOS ENTRE OS MODELOS EMPREGADOS

Para concluir a análise da pesquisa, tendo em vista que foram empregadas diferentes formas de se estimar o consumo de energia elétrica em baixa tensão, faz-se necessário realizar uma apreciação entre as mesmas, de modo a verificar seu alinhamento com a literatura e observar as interpretações comparativas.

⁴⁹ Conforme Funari (2008), o processo de evolução do setor industrial no Paraná ensejou grande concentração em torno de Curitiba entre 1930 e 1970.

Inicialmente, cabe lembrar as premissas fundamentais de cada modelo. O primeiro observou as implicações dos principais determinantes da demanda (preço e renda); o segundo averiguou os impactos do desenvolvimento humano para o referido consumo; em seguida, foram desmembrados os subíndices de desenvolvimento humano; e, por fim, observou-se os impactos de cada setor econômico para a demanda por energia elétrica em baixa tensão.

Uma das primeiras preocupações era se a variação dos regressores poderia causar problemas nas estimativas, dada a possível correlação que poderia existir entre os mesmos. Para resolver a questão foi empregada a análise do Fator de Inflação da Variância (VIF). O resultado geral do mesmo entre os modelos analisados demonstrou que nenhuma das formas funcionais descritas em (32), (34), (36) e (38) apresentou multicolinearidade. Algumas das consequências dessa característica (ausência de multicolinearidade entre os regressores) nos modelos empregados foram que não ocorreram variações expressivas das estimativas da variável comum entre os modelos (preço) dentro de cada Estado analisado, nem se verificaram sinais contraditórios nos objetivos principais de cada modelo. Esse resultado está alinhado com a teoria relativa à análise de modelos com múltiplos regressores. (HÄRDLE; SIMAR, 2012)

Outro ponto de interesse era a averiguação da existência de dependência espacial nos dados. A fim de se superar essa etapa, o Teste CD de *Pesaran* demonstrou que, para qualquer dos modelos empregados nesta pesquisa, há evidências de dependência espacial nos dados. Em seguida, já comprovada a existência de dependência espacial, analisou-se quatro formas distintas de a mesma ser acomodada. A primeira considerou o transbordamento espacial exclusivo e global da própria variável dependente. O segundo abordou a possibilidade de o único efeito espacial existente serem os efeitos espacial de variáveis omitidas, constantes no termo de erro. Em seguida, considerando a primeira abordagem, foi incluída a possibilidade de espraiamento dos efeitos locais das variáveis explicativas. Por último, ao segundo modelo foi inserido o espraiamento local dos regressores.

A escolha em cada caso se deu por meio dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC). Como resultado, é possível concluir que, à exceção do modelo baseado exclusivamente nos determinantes marshallianos para o Paraná, cuja melhor forma de controlar a dependência espacial ocorreu por meio do modelo SAR, para os demais modelos propostos, a terceira modelagem da dependência

espacial (SDM) foi a melhor. Como comprovação de que a utilização dos modelos espaciais auxiliaram no controle da dependência espacial, verifica-se, a partir dos resultados apresentados nas Tabelas 23 e 24, que, de forma geral, os modelos foram eficazes nessa tarefa, eliminando o padrão de distribuição espacial que se tinha nos resíduos.

Tabela 23 – Estatística *I* de Moran dos resíduos dos modelos espaciais para o Estado do Ceará.

Ano	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
2005	- 0,0160	- 0,0440	0,0106	0,0223
2006	- 0,0665	- 0,0130	- 0,0048	0,0330
2007	0,0172	- 0,0186	0,0854*	0,0712
2008	0,1237*	0,0236	- 0,0023	0,0801*
2009	0,1257*	0,0786*	0,1540*	0,1208*
2010	0,0434	- 0,0342	- 0,0041	0,1594*
2011	- 0,0009	- 0,0010	- 0,0293	- 0,001
2012	0,0388	- 0,0829*	- 0,0095	- 0,0035
2013	0,0017	- 0,0126	0,0715	0,0120
2014	0,1677*	0,0898*	0,1223*	0,0927*
2015	- 0,0002	0,0043	0,0433	- 0,0054
2016	0,0389	- 0,0240	0,0276	0,0318

Notas: Significância estimada com base em 999 permutações; Modelo 1 (regressores: preço e renda); Modelo 2 (regressores: preço, desenvolvimento humano e controles); Modelo 3 (regressores: preço, subíndices de desenvolvimento humano e controles); Modelo 4 (regressores: preço, setores econômicos e controles); Em todos os modelos, resultados com uso do modelo SDM para controle da dependência espacial; (*) significativo a 5%.

Tabela 24 – Estatística *I* de Moran dos resíduos dos modelos espaciais para o Estado do Paraná.

Ano	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
2005	- 0,0840*	- 0,1278*	- 0,0022	- 0,0023
2006	- 0,0551*	- 0,1022*	- 0,1019*	- 0,0629*
2007	- 0,0170	- 0,0811*	- 0,0443	- 0,0335
2008	- 0,0037	- 0,0404	- 0,0022	- 0,0284
2009	- 0,0259	- 0,0774*	- 0,0516	- 0,0701*
2010	- 0,0036	- 0,0664*	- 0,0967*	- 0,0001
2011	- 0,0458	- 0,0448	- 0,0044	- 0,0862*
2012	- 0,0855*	- 0,0748*	- 0,0605*	- 0,0039
2013	- 0,0050	- 0,0696*	- 0,0646*	- 0,0021
2014	- 0,0016	- 0,0029	- 0,0479*	- 0,0014
2015	- 0,0315	- 0,0944*	- 0,0028	- 0,0297
2016	- 0,0389	- 0,0907*	- 0,0729*	- 0,0319

Notas: Significância estimada com base em 999 permutações; Modelo 1 (regressores: preço e renda); Modelo 2 (regressores: preço, desenvolvimento humano e controles); Modelo 3 (regressores: preço, subíndices de desenvolvimento humano e controles); Modelo 4 (regressores: preço, setores econômicos e controles); Em todos os modelos, à exceção do modelo 1, resultados com uso do modelo SDM para controle da dependência espacial.; Modelo 1, resultados com modelo SAR; (*) significativo a 5%.

No caso do Ceará, o modelo SDM foi capaz, em todos as estimativas, de gerar resultados cujo controle da dependência espacial (confirmada pela falta de significância estatística da estatística *I de Moran* nos resíduos das estimações) foi verificada na maioria dos anos. O mesmo fato aconteceu para o Paraná, com pequena ressalva quanto ao controle realizado no segundo modelo, onde, apesar de baixa amplitude, os resíduos continuam, em geral, correlacionados espacialmente. Contudo, houve melhora significativa no nível de dependência espacial quando se compara os resultados inicial (modelo a-espacial), averiguados na análise exploratória (Tabela 6), e final (modelo espacial). Cabe destacar que a abordagem baseada exclusivamente na estatística *I de Moran* não permite uma comprovação facilitada de qual modelo, em cada caso, seria melhor, o que será tratado mais adiante.

Quanto à comparação direta dos determinantes examinamos e, com um olhar comparativo entre os Estados analisados, percebe-se que a elasticidade-renda da demanda por energia elétrica em baixa tensão em ambos os espaços está alinhada com a literatura. Ou seja, tal consumo é inelástico, como níveis de sensibilidade diferentes, sendo o Paraná (0,46) levemente mais sensível que o Ceará (0,32).

No tocante aos resultados para a elasticidade-preço da demanda por energia elétrica em baixa tensão, tem-se resultados divergentes. Enquanto o resultado do Paraná demonstrou alinhamento com a literatura, ou seja, nível inelástico (-0,05), o resultado do Ceará apresentou-se fortemente elástico (-1,80). Em outras palavras, quando o espaço foi modelado, foi possível identificar que o nível de resposta do consumo de energia elétrica em baixa tensão no estado menos desenvolvido é alto.

Outro atributo analisado e cujos resultados demonstraram as diferenças entres os Estados pesquisados está nas consequências do nível de desenvolvimento humano para a referida demanda. No Ceará, esse relevante indicador socioeconômico é significativo apenas a 10%, com nível de sensibilidade de 0,17. Enquanto isso, no Paraná, o mesmo indicador é altamente significativo e seu nível de impacto no consumo de energia elétrica em baixa tensão foi de 0,82. Ficou comprovado que maiores níveis de desenvolvimento são capazes de resultar em maiores níveis de influência de consumo de bens essenciais.

Para poder entender melhor esse resultado, a apreciação do terceiro modelo demonstrou que, no Ceará apenas o subíndice de desenvolvimento relativo à educação foi capaz de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão localmente. Ainda, verifica-se que o nível de sensibilidade do espraiamento espacial

dos diferentes subíndices de desenvolvimento humano (saúde, educação e renda) são maiores que seus efeitos locais no Ceará. Quanto ao Paraná, os subíndices de saúde e renda foram significativos localmente e os efeitos espaciais do transbordamento de tais subíndices são menores que seus efeitos locais, quando significativos.

Os resultados demonstraram que no Estado menos desenvolvido a aplicação de eventuais políticas públicas de ampliação dos subíndices de desenvolvimento passam primeiro por uma fase com maiores efeitos espaciais. Em contraste, no Estado mais desenvolvido, os efeitos locais de eventuais aplicações de tais políticas seriam maiores.

Percebe-se ainda, a partir das análises comparadas dos modelos examinados nas seções 6.3 e 6.4, que os efeitos indiretos são proporcionalmente mais próximos dos efeitos diretos no Paraná, onde o nível de desenvolvimento humano e seus subíndices são mais elevados. Como exemplo, verifica-se que o efeito indireto do desenvolvimento humano no Ceará, analisado na seção 6.3, representa 30,19% do efeito local total. Enquanto isso, no Paraná, a mesma proporção é de 49,70%.

Magnitudes semelhantes são observadas na análise comparativa dos subíndices de desenvolvimento humano, analisados na seção 6.4. Nesta, a referida proporção para o subíndice de saúde foi 22,50% no Ceará e 46,97% no Paraná; para os subíndices de educação e renda essas proporções foram basicamente as mesmas, sendo 22,03% no Ceará e 46,90% no Paraná. Assim, as evidências demonstram que em localidades com maior nível de desenvolvimento humano, os efeitos indiretos são proporcionalmente maiores. Esse resultado fortalece a conclusão relativa à aplicação de políticas públicas: se implementadas de forma a alcançar seus objetivos e resilientes em sua duração, os efeitos espaciais auxiliam na maximização dos resultados da política no longo prazo.

No tocante aos impactos dos setores econômicos analisados (indústria, serviços e agricultura) para a referida demanda, todos demonstraram-se significativos a 5%, divergindo apenas quanto ao nível de sensibilidade. Nota-se que o impacto de cada setor é maior no Estado do Paraná que no Estado do Ceará. Respectivamente, no setor industrial: 0,14, frente 0,06; no setor de serviços: 1,23, ante 0,38; e no setor agropecuário: 0,19, diante de 0,09.

Por último, outra diferença verificada entre os Estados analisados está na definição de qual modelo é o melhor em cada caso. Como comentado anteriormente,

a estatística *I de Moran* dos resíduos dos modelos (Tabelas 23 e 24) identifica que, em ambos os Estados, os modelos propostos foram capazes, em geral, de controlar a dependência espacial.

Contudo, não era possível determinar, objetivamente, qual teria sido a melhor. Assim, a fim de se estabelecer um critério qualitativo entre os mesmos, foram averiguados os critérios de informação apurados na pesquisa. As tabelas 25 e 26 trazem esses resultados.

Tabela 25 – Qualidade do ajustamento entre modelos analisados - Ceará.

Modelos	Critério de Akaike	Critério de Bayes
Modelo 1 Regressores: preço e renda. Melhor modelo espacial: SDM.	9315.338	10398.31
Modelo 2 Regressores: preço, desenvolvimento e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	9472.346	10578.12
Modelo 3 Regressores: preço, subíndices de desenvolvimento e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	9375.768	10504.34
Modelo 4 Regressores: preço, setores econômicos e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	9380,29	10508,86

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 26 – Qualidade do ajustamento entre modelos analisados - Paraná.

Modelos	Critério de Akaike	Critério de Bayes
Modelo 1 Regressores: preço e renda. Melhor modelo espacial: SAR*.	18240.04	20849.01
Modelo 2 Regressores: preço, desenvolvimento e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	19204.25	21852.06
Modelo 3 Regressores: preço, subíndices de desenvolvimento e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	19062.27	21735.98
Modelo 4 Regressores: preço, setores econômicos e controles. Melhor modelo espacial: SDM.	18090,71	20764,41

Fonte: Resultados da pesquisa.

Percebe-se que houve diferença entre o melhor modelo capaz de estimar a demanda de longo prazo por energia elétrica em baixa tensão entre os Estados do Ceará e do Paraná com uso de técnicas espaciais. No caso do Estado nordestino, o modelo marshalliano, baseado nos principais determinantes teóricos da demanda, se apresentou como o melhor. Contudo, no caso do Estado sulista, o modelo com preço,

setores econômicos e controles obteve os melhores resultados preditivos. Esse resultado deve-se ao maior dinamismo da economia paranaense e à sua estrutura física mais consolidada em todos os setores econômicos.

CONCLUSÃO

A presente pesquisa teve como objetivo comparar as diferenças, em termos de influência, de alguns determinantes econômicos e sociais para o consumo de energia elétrica em baixa tensão entre os municípios dos Estados do Ceará e do Paraná, com o uso de painel de dados e emprego da técnica econométrica-espacial. Foram utilizados dados de 2005 a 2016.

A escolha por essas unidades da federação ocorreu em virtude de ambas possuírem diferenças em termos de desenvolvimento humano e dinâmica econômica, bem como por possuírem dados municipalizados em seus respectivos institutos de pesquisa econômica. Por sua vez, a escolha da técnica empregada foi realizada em virtude da comprovada existência de viés em estimativas econométricas quando se verifica a existência de dependência espacial nos dados e os mesmos não são tratados (ANSELIN, 1998; LESAGE; PACE, 2009; ALMEIDA, 2012; ELHORST, 2014). A utilização de dados com menor nível de agregação (municípios) intencionou diminuir a influência que dados agregados podem trazer para as estimativas, um problema conhecido como Falácia Ecológica (PIANTADOSI; BYAR; GREEN, 1988).

Para a condução de tal propósito, foram estimados quatro modelos. O primeiro utilizou os principais determinantes marshallianos do consumo (preço e renda) e teve a finalidade de servir como parâmetro comparativo inicial entre os resultados da presente pesquisa e as já realizadas com uso de outras técnicas de estimação. O segundo modelo avaliou a diferença da influência do desenvolvimento humano como determinante do consumo de energia elétrica em baixa tensão e sua comparação entre estados com diferentes níveis desse indicador socioeconômico. O modelo seguinte verificou os impactos das diferentes dimensões do desenvolvimento humano (saúde, educação e renda) para o consumo de energia elétrica em baixa tensão, bem como buscou justificar os resultados do segundo modelo. Por último, foi realizada análise quanto ao impacto dos setores econômicos para a referida demanda, tomando por base o número per capita de empresas em cada setor e em cada município.

Foram utilizados ainda, como variáveis de controle para o segundo, terceiro e quarto modelos, a razão entre a quantidade de famílias que recebem Bolsa Família e sua proporção para populações de 100.000 habitantes, bem como a variação do PIB.

Ainda, foram testadas quatro formas diferentes para controle da dependência espacial: Modelo de Defasagem Espacial (SAR); Modelo de Erro Autorregressivo

Espacial (SEM); Modelo de Durbin Espacial (SDM) e Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM).

A partir da análise exploratória dos dados, ficou evidenciado a existência de dependência espacial do consumo de energia elétrica em baixa tensão. Por essa razão, e por identificar que os resíduos dos modelos a-espaciais apresentavam um padrão de distribuição espacial, não modelar o espaço poderia trazer resultados viesados em termos de estimativas. Verificou-se também a formação de clusters alto-alto do consumo de energia elétrica em baixa tensão nas regiões em torno das capitais e regiões de fronteira dos estados, enquanto nas regiões centrais predominavam clusters do tipo baixo-baixo. Por essa razão, políticas estaduais voltadas ao fomento da dinâmica econômica dos municípios interioranos se apresentam como necessárias, a fim de fortalecer a capacidade dessas regiões em consumir um bem tão essencial quanto a energia elétrica.

Quanto aos efeitos espaciais, comprovou-se em todos os modelos e espaços analisados que a escolha pela forma não eficiente de controle da dependência espacial pode levar a resultados viesados, em especial nos modelos que desconsideram os efeitos de espalhamento dos regressores (SAR e SEM).

Como resultados mais relevantes do primeiro modelo, observou-se que o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará é elástico ao preço (-1,80) e que a forma de controle da dependência espacial mais eficiente para o Paraná é o Modelo de Defasagem Espacial (SAR). Ambos os resultados divergem dos resultados verificados na literatura. Quanto aos demais resultados do primeiro modelo, percebeu-se que os efeitos indiretos dos determinantes preço e renda são mais próximos aos efeitos diretos no Paraná que no Ceará. Esse resultado indica que políticas públicas, se empregas de forma eficiente e persistente, melhoram seus próprios resultados.

Dessa forma, fica evidente que a área menos desenvolvida (Ceará) sofre impacto relevante em seu consumo de energia elétrica em função de variações tarifárias. Esse comportamento elástico ainda não havia sido identificado em estudos que não considerassem os efeitos específicos de períodos de crises.

Os resultados do segundo modelo demonstraram que o desenvolvimento humano é fracamente significativo para influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará. Esse resultado é melhor fundamentado pela observação das estimativas do terceiro modelo, onde se pôde observar que apenas a dimensão de educação no Ceará é capaz de influenciar tal consumo. Para o Paraná, o

desenvolvimento é altamente significativo. A análise do terceiro modelo demonstrou que os subíndices de educação e renda no Estado sulista motivam essa significância maior do desenvolvimento humano como preditor do consumo de energia elétrica em baixa tensão.

Ainda, foi possível demonstrar que o Programa Bolsa Família, enquanto política de fomento de renda, alcançou seus objetivos em ambos os Estados. No tocante à influência das variações da atividade econômica, o Ceará é mais sensível aos efeitos da atividade econômica. Esse resultado demonstra também a vulnerabilidade da população situada em regiões de menor nível de desenvolvimento econômico e reforça a importância de políticas públicas em momentos de crise econômica, como a Medida Provisória 950, de 8 de abril de 2020, que tentou minimizar os efeitos da crise sanitária global de 2020 para a população mais carente no Brasil.

Assim, fica evidenciado que o nível de desenvolvimento é capaz de influenciar a demanda por um bem essencial, possuindo diferentes consequências para cada região, dependendo de seu nível de desenvolvimento. Nesse sentido, faz-se imperativo o fortalecimento de políticas públicas voltadas ao fomento de políticas capazes de auxiliar na ampliação dos subíndices de desenvolvimento humano regionalmente.

A análise do terceiro modelo permite inferir as razões das diferenças de significância estatística do desenvolvimento humano em cada estado. Os resultados mais relevantes desse modelo demonstraram que, em nenhum dos Estados, a saúde foi capaz de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão localmente, ainda, que os efeitos de transbordamento espacial das variáveis explicativas possuem comportamento diferentes em termos de sensibilidade entre as unidades analisadas. No Estado menos desenvolvido (Ceará), os efeitos indiretos estão distantes dos efeitos diretos. Por sua vez, para o Paraná, os efeitos indiretos dos regressores são próximos de seus efeitos diretos, representando que o nível de sensibilidade dos efeitos indiretos caminha no mesmo sentido do nível de maturidade do desenvolvimento humano.

A análise conjunta do segundo e terceiro modelos demonstrou que (i) apesar de o Programa Bolsa Família ter demonstrado ser capaz de influenciar a demanda por energia elétrica em baixa tensão (modelo 2), existe espaço para seu amadurecimento e ampliação no Estado do Ceará (modelo 3). Ainda, é possível perceber que os efeitos

espaciais das variáveis são maiores que seus efeitos locais no Estado menos desenvolvido. O contrário é observado no Paraná. Esse resultado sugere que os ganhos de qualquer política pública voltada à melhoria dos índices de desenvolvimento humano possuem efeitos espaciais com rendimentos decrescentes.

Por último, a análise do quarto modelo apresentou resultados alinhados à participação dos setores econômicos preponderantes em cada Estado e sua capacidade de influência no consumo de energia elétrica em baixa tensão. Destaca-se que no caso do Estado mais desenvolvido, dada a influência do setor industrial e da relação deste com o setor agropecuário mais técnico e eficiente, os efeitos espaciais demonstraram ser significativos na determinação da demanda por energia elétrica em baixa tensão, com exceção do setor industrial. Contudo, os efeitos locais foram maiores. Esse fato corrobora com a conclusão já verificada no modelo anterior de que regiões mais desenvolvidas conduzem a efeitos locais mais expressivos.

Como sugestões para trabalhos futuros, seria oportuna a estimação, por classe de consumo, dos determinantes nacionais do consumo de energia elétrica com uso da técnica econométrica espacial com dados municipalizados. A ideia é inferir a substancial variação que o uso da técnica e o nível de informação podem trazer para a análise.

REFERÊNCIAS

- ABNT. **NBR 5410**: Instalações elétricas de baixa tensão. Rio de Janeiro, 2004.
- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. **Why Nations Fail**: the origins of power, prosperity, and poverty. London: Profile Books, 2012.
- ALBUQUERQUE, M. C. C. **Microeconomia**: teoria do mercado, teoria do consumidor, economia de empresas. São Paulo: McGraw-Hill, 1986.
- ALENCAR, D. G. Marco legal referente às prorrogações do setor de energia elétrica. In: CASTRO; M. F.; KAERCHER; L. G. (organizadores). **Direito da Energia Elétrica no Brasil**: Aspectos Institucionais, Regulatórios e Socioambientais. Brasília: Agência Nacional de Energia Elétrica – Aneel e Universidade de Brasília–UnB, 2010.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- ALMEIDA, E. L. F.; PINTO JÚNIOR, H. Q. Reform in Brazilian electricity industry: the search for a new model. **International Journal of Global Energy Issues**, v. 23, n. 2-3, p. 169-187, 2005. DOI: 10.1504/IJGEI.2005.006888.
- AMARAL, M. R. S.; LIMA, J. W. M. **O Racionamento e a Racionalização do Consumo de Energia Elétrica Residencial após a Crise de 2001 no Brasil**: Uma Aplicação da Abordagem de Cointegração. XXXVIII Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional, Goiânia-GO, 2006, págs. 563-574.
- ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Texto para Discussão n. 489. IPEA. Rio de Janeiro. 1997.
- ANEEL. **Contratos de Concessão e Permissão de Distribuição**. Disponível em: <https://www.aneel.gov.br/contratos-de-distribuicao>. Acesso em: 14 out. 2020a.
- ANEEL. **Módulo 7: Estrutura Tarifária das Concessionárias de Distribuição. Submódulo 7.1 - Procedimentos Gerais**. Disponível em: http://www2.aneel.gov.br/cedoc/aren2017775_Proret_Submod_7_1_V24.pdf. Acessado em: 27 jun. 2020b.
- ANEEL. Resolução Normativa nº 885, de 23 de junho de 2020. Dispõe sobre a CONTA-COVID, as operações financeiras, a utilização do encargo tarifário da Conta de Desenvolvimento Energético (CDE) para estes fins e os procedimentos correspondentes. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 23 jun. 2020c.
- ANEEL. **Detalhe dos orçamentos anuais da Conta de Desenvolvimento Energético - CDE, aprovados para fins definição das quotas anuais**. Disponível em: <https://www.aneel.gov.br/luz-na-tarifa>. Acesso em: 12 jan. 2021a.
- ANEEL. **Nota de esclarecimento**. Tarifa Social de Energia Elétrica. Disponível em: https://www.aneel.gov.br/home?p_p_id=101&p_p_lifecycle=0&p_p_state=maximized&p_p_mode=view&101_struts_action=%2Fasset_publisher%2Fview_content&101

[returnToFullPageURL=%2Farea.cfm%3FidArea%3D739& 101_assetEntryId=14502319& 101_type=content& 101_groupId=656877& 101_urlTitle=nota-de-esclarecimento-tarifa-social-de-energia-eletrica&inheritRedirect=true](#). Acesso em: 12 jan. 2021b.

ARAÚJO, K. H.; LEITE, R. H.; ANDRIOLA, W. B. Prêmios para escolas e professores com base no desempenho acadêmico discente: a experiência do estado do Ceará (Brasil). **Revista Linhas**. Florianópolis, v. 20,n. 42,p. 303-325, jan./abr.2019.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Studies in Operational Regional Science. Dordrecht: Springer Netherlands, 1988.

ANSELIN, L. **Local indicators of spatial association—LISA**. Geographical analysis, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: Methods and Models**. Boston London. 1998.

ANSELIN, L. **Thirty years of spatial econometrics**. Papers in regional science, v. 89, n. 1, p. 3-25, 2010.

ANSELIN, L.; LE GALLO, J.; JAYET, H. Spatial panel econometrics. *In*: MATYAS, L.; SEVESTRE, P. (Eds). **The econometrics of panel data**, fundamentals and recent developments in theory and practice, 3rd edition. Kluwer, Dordrecht, pp 901–969, 2006.

ATHUKORALA, P. W.; WILSON, C. Estimating short and long-term residential demand for electricity: new evidence from Sri Lanka. **Energy Economics**. 2009.

BALLER, R. D.; ANSELIN, L.; MESSNER, S. F.; DEANE, G.; HAWKINS, D. F. Structural covariates of US county homicide rates: Incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data** – Third Edition. John Wiley & Sons, 2005.

BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.

BEENSTOCK, M.; GOLDIN, E.; NABOT, D. The demand for electricity in Israel. **Energy Economics**, v. 21, n. 2, p. 168-183, 1999.

BEESELEY, M. E.; LITTLECHILD, S. C. The Regulation of Privatized Monopolies in the United Kingdom. **The RAND Journal of Economics**, p. 454-472, 1989.

BELLEFLAMME, P.; PEITZ, M. **Industrial Organization: Markets and Strategies**. Cambridge: University Press, 2015.

BORJAS, G. J. **Labor economics** - Sixth Edition. New York: The McGraw-Hill Companies, 2013.

BRASIL. Decreto nº 23.501, de 27 de novembro de 1933. Declara nula qualquer estipulação de pagamento em ouro, ou em determinada espécie de moeda, ou por qualquer meio tendente a recusar ou restringir, nos seus efeitos, o curso forçado do mil réis papel, e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 30 nov. 1933.

BRASIL. Decreto nº 24.643, de 10 de julho de 1934. Decreta o Código de Águas. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 20 jul. 1934.

BRASIL. Decreto nº 62.724, de 17 de maio de 1968. Estabelece normas gerais de tarifação para as empresas concessionárias de serviços públicos de energia elétrica. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 20 mai. 1968.

BRASIL. Decreto-Lei nº 1.383, de 26 de dezembro de 1974. Altera a redação do artigo 4º da Lei nº 5.655, de 20 de maio de 1971 e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 27 dez. 1974.

BRASIL. Lei nº 8.987, de 13 de fevereiro de 1995. Dispõe sobre o regime de concessão e permissão da prestação de serviços públicos previsto no art. 175 da Constituição Federal, e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 14 fev. 1995a.

BRASIL. 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** - Seção 1 – 8 jul. 1995b.

BRASIL. Lei nº 9.427, de 26 de dezembro de 1996. Institui a Agência Nacional de Energia Elétrica - ANEEL, disciplina o regime das concessões de serviços públicos de energia elétrica e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 27 dez. 1996.

BRASIL. Lei nº 9.648, de 27 de maio de 1998. Altera dispositivos das Leis no 3.890-A, de 25 de abril de 1961, no 8.666, de 21 de junho de 1993, no 8.987, de 13 de fevereiro de 1995, no 9.074, de 7 de julho de 1995, no 9.427, de 26 de dezembro de 1996, e autoriza o Poder Executivo a promover a reestruturação das Centrais Elétricas Brasileiras - ELETROBRÁS e de suas subsidiárias e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 28 mai. 1998.

BRASIL. Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002. Dispõe sobre a expansão da oferta de energia elétrica emergencial, recomposição tarifária extraordinária, cria o Programa de Incentivo às Fontes Alternativas de Energia Elétrica (Proinfa), a Conta de Desenvolvimento Energético (CDE), dispõe sobre a universalização do serviço público de energia elétrica, dá nova redação às Leis no 9.427, de 26 de dezembro de 1996, no 9.648, de 27 de maio de 1998, no 3.890-A, de 25 de abril de 1961, no 5.655, de 20 de maio de 1971, no 5.899, de 5 de julho de 1973, no 9.991, de 24 de julho de 2000, e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 29 abr. 2002 (Edição Extra).

BRASIL. Lei nº 10.848, de 15 de março de 2004. Dispõe sobre a comercialização de energia elétrica, altera as Leis nºs 5.655, de 20 de maio de 1971, 8.631, de 4 de março de 1993, 9.074, de 7 de julho de 1995, 9.427, de 26 de dezembro de 1996, 9.478, de 6 de agosto de 1997, 9.648, de 27 de maio de 1998, 9.991, de 24 de julho de 2000, 10.438, de 26 de abril de 2002, e dá outras providências. **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 16 mar. 2004.

BRASIL. Medida Provisória 950, de 8 de abril de 2020. Dispõe sobre medidas temporárias emergenciais destinadas ao setor elétrico para enfrentamento do estado de calamidade pública reconhecido pelo Decreto Legislativo nº 6, de 20 de março de 2020, e da emergência de saúde pública de importância internacional decorrente da pandemia de coronavírus (covid-19). **Diário Oficial da União** - Seção 1 – 8 abr. 2020.

BROWN, S. P. A.; YÜCEL, M. K.; THOMPSON J. Business Cycles and Energy Prices. In: CLEVELAND, C. J. (Ed.). **Encyclopedia of Energy**. Volume 1. Amsterdam: Elsevier, 2005.

BURKE, P. J.; ABAYASEKARA, A. The price elasticity of electricity demand in the United States: A three-dimensional analysis. **The Energy Journal**, v. 39, n. 2, 2018.

BURNEY, N. A. Socioeconomic development and electricity consumption A cross-country analysis using the random coefficient method. **Energy Economics**, v. 17, n. 3, p. 185-195, 1995.

CABRAL, J. A. **Demanda de Eletricidade Regional no Brasil: Uma Análise Espaço-Temporal**. 2017. Tese (Doutorado em Planejamento Energético), Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

CAMARGO, L. G. B. C. **O setor elétrico brasileiro e sua normatização contemporânea**. 2005. Monografia (Bacharelado em Direito), Universidade Católica de Santos, Santos, 2005.

CAVALCANTE, A. L.; MAIA, A. C. L.; SULIANO, D. C.; TROMPIERI NETO, N.; SOARES, R. B.; PAIVA, W. L. **Indicadores Econômicos do Ceará 2017**. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE. Fortaleza, 2017.

CORDEIRO JÚNIOR, H. H. **Previsão de demanda, preço e análise do poder de mercado no setor de energia elétrica**. 2005. Tese (Doutorado em Economia), Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2005.

DANTAS, F. C.; COSTA, E. M.; SILVA, J. L. M. Elasticidade preço e renda da demanda por energia elétrica nas regiões brasileiras: uma abordagem através de painel dinâmico. **Revista de Economia**, v. 42, n. 3, 2016.

DELGADO, M. A. P. **A estrutura tarifária em monopólios naturais: novas reflexões no setor elétrico**. Rio de Janeiro: Synergia - ABRADÉE; Brasília: ANEEL, 2011.

DEPOORTER, B. W. F. Regulation of Natural Monopoly. *In: Encyclopedia of Law and Economics*, Part V - The Economics of Crime and Litigation. BOUCKAERT, B.; DE GEEST, G. First Edition. Edward Elgar Publishing, 2000. p. 498 – 532.

DUBIN, R. Spatial Weights. *In: FOTHERINGHAM, A. S.; ROGERSON, P. A. (Ed.). The SAGE handbook of Spatial Analysis*. p. 125-157. Los Angeles: Sage, 2009.

EL HAGE, F. S.; FERRAZ, L. P. C.; DELGADO, M. A. P. **A estrutura tarifária de energia elétrica**: teoria e aplicação. Rio de Janeiro: Synergia: ABRADÉE; Brasília: ANEEL, 2011.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics**: from cross-sectional data to spatial panels. Berlin: Springer, 2014.

EOM, T.; LEE, S. H.; XU, H. Introduction to Panel Data Analysis. *In: MILLER, G. J.; YANG, Kaifeng. (Ed.). Handbook of research methods in public administration – 2th edition*. New York. CRC Press, 2007. DOI: 10.1201/9781420013276.ch32.

FERRAZ, J. C.; DE PAULA, G. M.; KUPFER, D. Política industrial. *In: Economia industrial*. Elsevier, 2013. p. 313-323.

FOTHERINGHAM, A. S.; ROGERSON, P. A. (Ed.). **The SAGE handbook of Spatial Analysis**. Sage, 2009.

FREES, E. W. **Longitudinal and panel data**: analysis and applications in the social sciences. Cambridge: University Press, 2004.

FUGIMOTO, S. K. **A universalização do serviço de energia elétrica acesso e uso contínuo**. 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

FUNARI, A. P. **Desconcentração produtiva regional do Brasil: análise do Paraná - 1970-2005**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2008.

GABARDO, P. F. **Estrutura de capital, dinâmica financeira e rentabilidade**: uma análise da dualidade risco financeiro e retorno sobre o capital próprio no setor elétrico brasileiro entre 2007 a 2009. 2010. (Monografia de Especialização), Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2010.

GARCEZ, E. W.; GHIRARDI, A. G. Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica. *In: Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia*. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. Brasil, 2003.

GHALI, K. H.; EL-SAKKA, M. I. T. Energy use and output growth in Canada: a multivariate cointegration analysis. **Energy economics**, v. 26, n. 2, p. 225-238, 2004.

GOMES, A. C. S.; ABARCA, C. D. G.; FARIA, E. A. S. T.; FERNANDES, H. H. O. O setor elétrico. *In: BRASIL. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social. SÃO PAULO, E. M.; KALACHE FILHO, J. (Org.). Banco Nacional de*

Desenvolvimento Econômico e Social 50 anos: histórias setoriais. Rio de Janeiro, 2002. Sem volume, p.[321-347]. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/13975>. Acesso realizado: 23 dez. 2020.

GOMES, J. P. P.; VIEIRA, M. M. F. O campo da energia elétrica no Brasil de 1880 a 2002. **Revista de Administração Pública**, v. 43, n. 2, p. 295-321, 2009.

GOMEZ, L. M. B.; FILIPPINI, M.; HEIMSCH, F. Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis. **Energy economics**, v. 40, p. S58-S66, 2013.

GOODCHILD, M. F. The validity and usefulness of laws in geographic information science and geography. **Annals of the Association of American Geographers**, v. 94, n. 2, p. 300-303, 2004.

GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, 1974, p.111–120. doi:10.1016/0304-4076(74)90034-7.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 4. Ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

GUJARATI. D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMHG Editora, 2011.

HAINING, R. The special nature of spatial data. In: FOTHERINGHAM, A. S.; ROGERSON, P. A. (Ed.). **The SAGE handbook of Spatial Analysis**. Sage, 2009, p. 5-23.

HÄRDLE, W. K.; SIMAR, L. **Applied Multivariate Statistical Analysis** - Third Edition. New York: Springer, 2012.

HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. **Econometrica** v. 46, p. 1251–1272. 1978.

HIRSCHLE, J. Consumption as a source of social change. In: **Social Forces**, v. 92, n. 4, p. 1405-1433, 2014.

HOCHSTETLER, R. L.; **A reforma do setor elétrico no Brasil: as perspectivas de introdução de competição no segmento de geração**. 1998. Tese (Doutorado em Economia), Universidade de São Paulo, São Paulo, 1998.

HOLLANDA, L. *et al.* O potencial de resposta do consumidor residencial às variações de preço da eletricidade. **Boletim de Conjuntura**, n. 4, p. 8-12, 2016.

IANNONE, R. A. **Evolução do setor elétrico paulista**. 2006. Tese (Doutorado em História Econômica), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

JEHLE, G. A.; RENY, P. J. **Advanced Microeconomic Theory**. Third Edition. Harlow: Pearson Education Limited, 2011.

JOHNSON, R.; WICHERN, D.W. **Applied Multivariate Statistical Analysis**. Sixth Edition. New Jersey: Prentice Hall International. 2007.

KANAGAWA, M.; NAKATA, T. Assessment of access to electricity and the socio-economic impacts in rural areas of developing countries. **Energy policy**, v. 36, n. 6, p. 2016-2029, 2008.

KESSLER, M. R. **A regulação econômica no setor elétrico brasileiro: teoria e evidências**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas), Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006.

KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. **American Economic Review**, v. 65, p. 1-28, 1955.

LANDI, M. **Energia elétrica e políticas públicas: a experiência do setor elétrico brasileiro no período de 1934 a 2005**. 2006. Tese (Doutorado em Energia), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

LEE, L. Asymptotic distributions of quasi-maximum likelihood estimators for spatial autoregressive models. **Econometrica**, v. 72, n. 6, p. 1899-1925, 2004.

LESAGE, J. P. An Introduction to Spatial Econometrics. **Revue D'Économie Industrielle** — n°123, 3ème trimestre 2008. Online since 15 September 2010, connection on 19 April 2019. URL: <http://journals.openedition.org/rei/3887>; Acessado em: 7 jul. 2020. DOI : 10.4000/rei.3887.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. CRC press. Boca Raton, FL, 2009.

LIM, K-M.; LIM, S-Y.; YOO, S-H. Short-and long-run elasticities of electricity demand in the Korean service sector. **Energy Policy**, v. 67, p. 517-521, 2014.

LOPES, C. F. B. **Regulação e credibilidade: o caso dos reajustes das tarifas de fornecimento de energia elétrica**. 2011. Dissertação (Mestrado em Regulação), Universidade de Brasília, Brasília, 2011.

LOSEKANN, L. D. **Reestruturação do setor elétrico brasileiro: coordenação e concorrência**. 2003. Tese (Doutorado em Economia), Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2003.

LOUREIRO, A. O. F.; COSTA, L. O. **Uma breve discussão sobre os modelos com dados em painel**. Nota técnica nº 37. Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará – IPECE. Fortaleza, 2009.

MADDALA, G.S.; TROST, R. P.; LI, H.; JOUTZ, F. Estimation of short-run and long-run elasticities of energy demand from panel data using shrinkage estimators. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 15, n. 1, p. 90-100, 1997.

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.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic Theory**. First Edition. New York: Oxford University Press, 1995.

MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**, nº 15 (3), págs. 31-52, set-dez, 2005.

MATTOS, L. B.; REIS, B. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Demanda industrial de energia elétrica em Minas Gerais, 1970-2002. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 3, n. 822-2016-54154, p. 97-120, 2005.

MATTOS, L. B.; REIS, B. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Demanda de Energia Elétrica pelo Setor Comercial em Minas Gerais: 1970-2002. **Revista GEPEC**. Vol. 10 – nº 01 – jan-jun., 2006.

MELO, L. M. Modelos tradicionais de concorrência. In: KUPFER, D; HASENCLEVER, L. (Org.). **Economia industrial: fundamentos teóricos e práticas no Brasil**, v. 2, p. 3-14, 2002.

MILOCA, S. A.; CONEJO, P. D. Multicolinearidade em modelos de regressão. **Anais. XXII Semana Acadêmica de Matemática do Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas da Universidade Estadual do Oeste do Paraná**. Maringá, 2013.

MILLO, G.; PIRAS, G. Splm: Spatial panel data models in R. **Journal of Statistical Software**, v. 47, n. 1, p. 1-38, 2012.

MME. **Sistema de Informações Energéticas - SIE Brasil**. Disponível em: <http://www.mme.gov.br/web/guest/secretarias/planejamento-e-desenvolvimento-energetico/sistema-de-informacoes-energeticas-sie-brasil>. Acessado em: 18 ago. 2020.

MODIANO, E. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Texto para discussão, 1984.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

NARAYAN, P. K.; SMYTH, R. The residential demand for electricity in Australia: an application of the bounds testing approach to cointegration. **Energy policy**, 33(4), 467-474. 2005.

NADAUD, G. C. A. **Acesso à energia elétrica de populações urbanas de baixa renda: o caso das favelas do Rio de Janeiro**. 2012. Dissertação (Mestrado em Planejamento Energético), Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2012.

NASPOLINI, A. A reforma da educação básica no Ceará. **Estudos Avançados**, v. 15, n. 42, p. 169-186, 2001.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic theory**: Basic principles and extensions. Tenth Edition. Mason: Thomson South-Western, 2008.

NIU, S.; JIA, Y.; WANG, W.; HE, R.; HU, L.; LIU, Y. Electricity consumption and human development level: A comparative analysis based on panel data for 50 countries. **International Journal of Electrical Power & Energy Systems**, v. 53, p. 338-347, 2013.

OLIVEIRA, V. H.; TAVARES, R. S.; TAVARES, L. A. Demanda residencial por energia elétrica no Brasil (2004-2015). **Revista Catarinense de Economia**, v. 2, n. 1, p. 142-162, 2018.

PACE, R. K.; LESAGE, J. P. A spatial Hausman test. **Economics Letters**, v. 101, n. 3, p. 282-284, 2008.

PAGLIARDI, O.; DIAS, J. C. S. Evolução do Setor Elétrico: uma breve reflexão. **Interciência e Sociedade**, v. 1, n. 1, 2011, p. 77-83.

PESARAN, M. H. **Testing weak cross-sectional dependence in large panels**. Institute for the Study of Labor (IZA). Discussion Papers, No. 6432. Bonn, Germany. 2012. Acessado em: <http://ftp.iza.org/dp6432.pdf>.

PIANTADOSI, S.; BYAR, D. P.; GREEN, S. B. The ecological fallacy. **American journal of epidemiology**, v. 127, n. 5, p. 893-904, 1988.

PIMENTA, A. P. A. Serviços de energia elétrica explorados em regime jurídico de direito privado. In: CASTRO, M. F.; KAERCHER, L. G. (organizadores). **Direito da Energia Elétrica no Brasil**: Aspectos Institucionais, Regulatórios e Socioambientais. Brasília: Agência Nacional de Energia Elétrica–Aneel e Universidade de Brasília–UnB, 2010.

PIRES, J. C. L., GOSTKORZEWICZ, J., GIAMBIAGI, F. **O cenário macroeconômico e as condições de oferta de energia elétrica no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, Texto para Discussão nº 85. mar. 2001.

PIRES, J. C. L.; PICCININI, M. S. **Mecanismos de regulação tarifária do setor elétrico**: a experiência internacional e o caso brasileiro. Texto para discussão nº 64. BNDES. 1998.

RAHMAN, Md M.; AREFI, A.; SHAFIULLAH, G. M.; HETTIWATTE, S. 2018. A new approach to voltage management in unbalanced low voltage networks using demand response and OLTC considering consumer preference. **International Journal of Electrical Power & Energy Systems**, 99(), 11–27. doi:10.1016/j.ijepes.2017.12.034.

RAIHER, A. P. **Descentralização e desenvolvimento da indústria paranaense**. 26º Prêmio Paraná de Economia. Curitiba, 2016.

RESENDE, M.; BOFF, H. Concentração Industrial. In KUPFER, D.; HASENCLEVER, L. **Economia industrial**: fundamentos teóricos e práticas no Brasil. Elsevier, 2013. p. 55-65.

ROBINSON, W. S. Ecological correlations and the behavior of individuals. **International journal of epidemiology**, v. 38, n. 2, p. 337-341, 2009.

ROSELLI, M. A.; TOMASELLI, L. C. **Tarifas Zonais dos Sistemas de Distribuição**. XIV SEPEF—Seminário de Planejamento Econômico—Financeiro do Setor Elétrico, São Paulo—SP: Novembro de, 2008.

SCHAEFFER, R.; COHEN, C.; ALMEIDA, M. A.; ACHÃO, C. C.; CIMA, F. M. Energia e Pobreza: problemas de desenvolvimento energético e grupos sociais marginais em áreas rurais e urbanas no Brasil. **Comision Economica para America Latina y el Caribe – CEPAL**. Santiago de Chile, setembro, 2003.

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.

SCHUTZE, A. M. **A demanda de energia elétrica no Brasil**. 2015. Tese (Doutorado em Economia), Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

SETH, S.; VILLAR, A. **Human development, inequality, and poverty: empirical findings**. Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI). Working Paper No. 111, 2017.

SHEKHAR, S.; LU, C.; ZHANG, P. A unified approach to detecting spatial outliers. **Geoinformatica**, v. 7, n. 2, p. 139-166, 2003.

SILK, J. I.; JOUTZ, F. L. Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. **Energy Economics**, 19, p. 493-513, 1997.

SIQUEIRA, M. L.; CORDEIRO JÚNIOR, H. H.; CASTELAR, L. I. M. A demanda por energia elétrica no Nordeste brasileiro após o racionamento de 2001-2002: previsões de longo prazo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.36. n.1, abr 2006.

SOUZA, G. P. **Previsão do consumo industrial de energia elétrica no estado de Santa Catarina**: uma aplicação da combinação de previsões entre modelos univariados e de regressão dinâmica. 2005. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção), Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2005.

SOUZA, D. M.; MATTOS, R. S.; ALMEIDA, E. S. Efeitos espaciais e elasticidades da demanda residencial de eletricidade no Brasil. **Anais do XV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, São Paulo, 2017.

STEGE, A. L. **Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010**. 2015. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Esalq, Piracicaba, 2015.

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV Regression. In: ANDREWS, D. W; STOCK, J. **Identification and Inference for Econometric Models**. Cambridge, UK. Cambridge University Press, 2005.

TIROLE, J. **The theory of industrial organization**. First edition. Cambridge/London: MIT press, 1988.

TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic geography**, v. 46, n. sup1, p. 234-240, 1970.

VARIAN, H. R. **Microeconomia**: uma abordagem moderna. 9 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

VASCONCELOS, M. A. S.; OLIVEIRA, R. G. **Manual de Microeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

VIEIRA, J. P. **Energia elétrica como antimercadoria e sua metamorfose no Brasil: a reestruturação do setor e as revisões tarifárias**. 2005. Tese (Doutorado em Engenharia), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

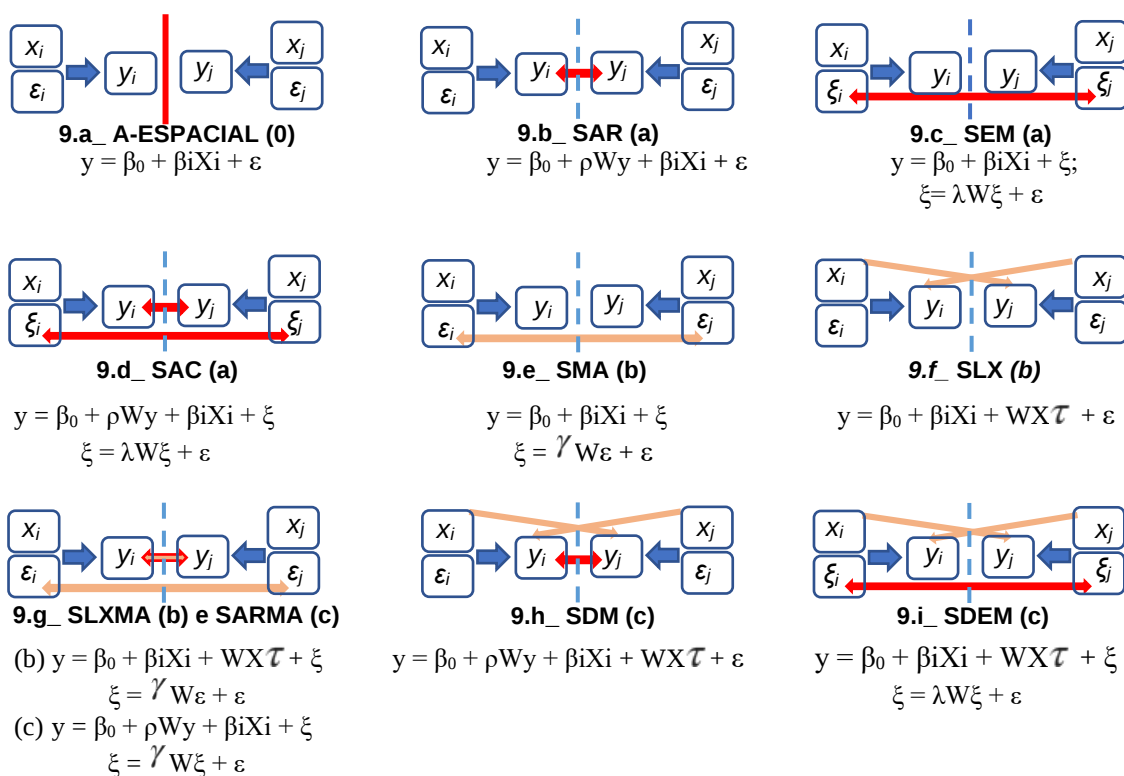
WETZSTEIN, M. E. **Microeconomic theory**: Concepts and connections. Second edition. New York: Routledge, 2013.

WILSON, J. W. Residential demand for electricity. **The Quarterly Review of Economics and Business**, v. 11, n. 1, p. 7-22, 1971.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**: uma abordagem moderna. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

ZUBA, M. E. **A energia elétrica como instrumento de desenvolvimento humano e o desafio ao plano nacional de energia brasileiro**. 2017. Dissertação (Mestrado em Planejamento e Governança Pública), Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

APÊNDICE A - FORMAS DE ASSOCIAÇÃO ESPACIAL DAS MODELAGENS A-ESPACIAL E ESPACIAIS.

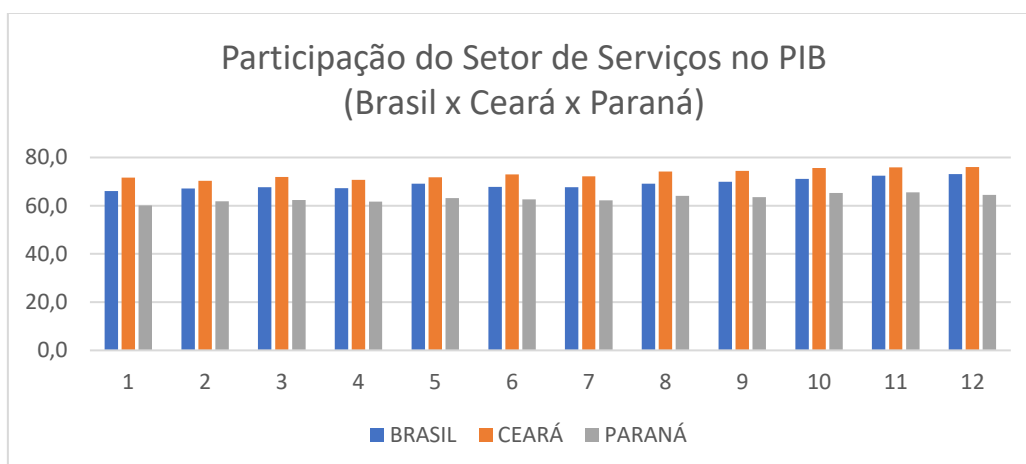
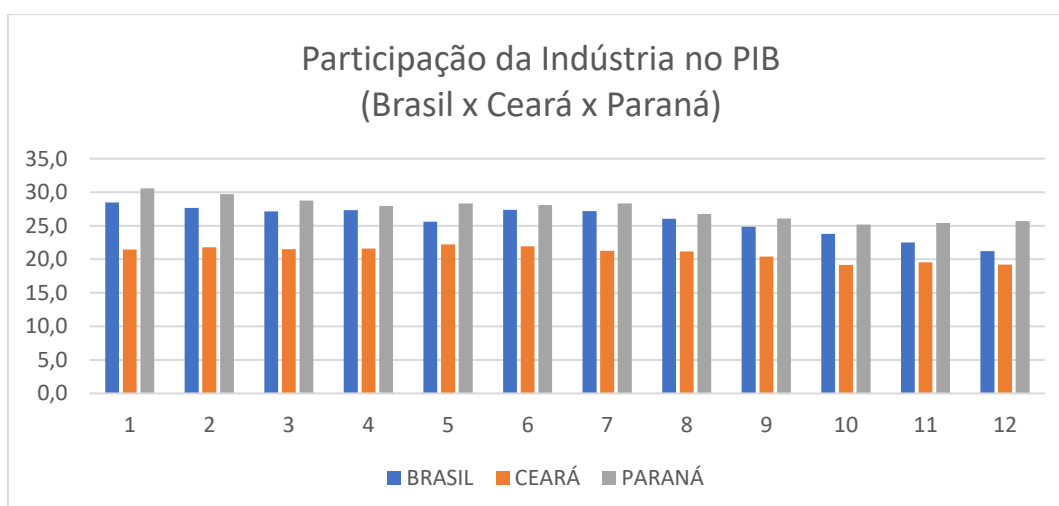
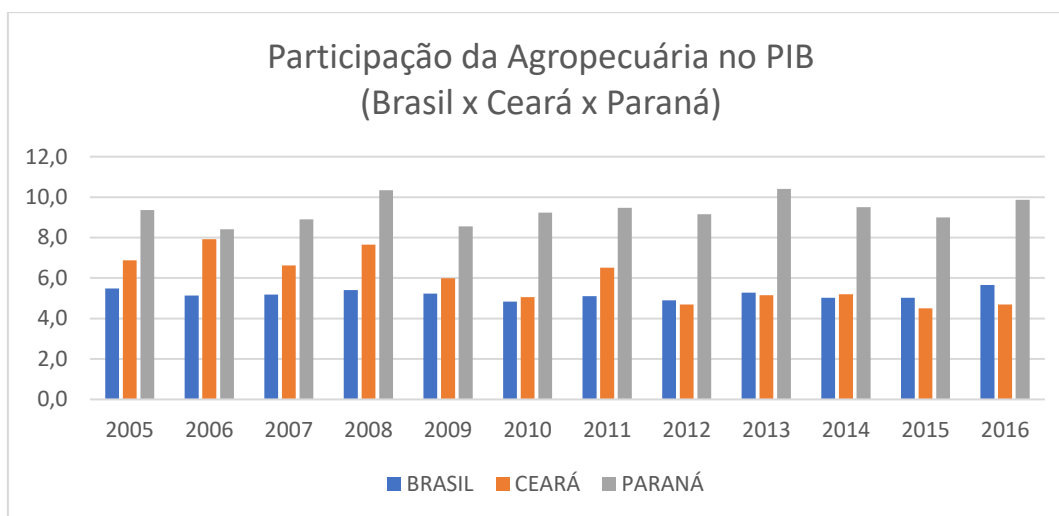


Fonte: Elaboração própria a partir de Baller *et al.* (2001) e Almeida (2012).

Notas: (0) Modelo que não utiliza interações espaciais; (a) Modelo espacial de efeito global; (b) Modelo espacial de efeito local; (c) Modelo espacial de efeito global e local.

Os modelos espaciais de efeito global consideram que os efeitos da dependência espacial englobam todas as unidades espaciais do conjunto de espaços analisados. Os modelos espaciais de efeito local consideram que os efeitos da dependência espacial afetam exclusivamente as unidades vizinhas e as vizinhas destas. Os modelos espaciais de efeito global e local possuem efeitos mistos, a depender da defasagem analisada em cada modelo.

**APÊNDICE B – PARTICIPAÇÕES DA AGRICULTURA, INDÚSTRIA E SERVIÇOS⁵⁰
NO PIB DO BRASIL, CEARÁ E PARANÁ – 2005 a 2016.**



Fonte: Elaboração própria.

⁵⁰ Para fins de PIB, os setores de Comércio, Serviços e Construção Civil estão juntos.

Base de dados: Sistema de Contas Regionais – SCR / IBGE.

APÊNDICE C – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS PARA O CEARÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
P	1.28	0.778578
Y	1.28	0.778578
Mean VIF	1.28	

Resultados de Painei **NÃO** Espacial em Pooled, com Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios (sem tratamento da dependência espacial)

CEARÁ			
Log C	Pooled	EF	EA
Intercepto	- 1,0594*** (0,1157)	NA	-2,0520*** (0,1009)
Log P	- 0,2015*** (0,0232)	0,0805*** (0,0238)	0,0211 (0,0223)
Log Y	0,7188*** (0,0149)	0,5100*** (0,0205)	0,5634*** (0,0187)
Número de observações	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,5889	0,6293	0,6188
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,5885	0,5954	0,61844
Teste F (a) (resultado)		1915,93	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b) (resultado)		20,24	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		148,17	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste CD de Pesaran (resultado)		196,42	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE D – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DETERMINANTES MARSHALLIANOS PARA O PARANÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
P	1.24	0.806313
Y	1.24	0.806313
Mean VIF	1.24	

Resultados de Painei **NÃO** Espacial de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios
(sem tratamento da dependência espacial)

PARANÁ			
Log C	Pooled	EF	EA
Intercepto	- 1,0353*** (0,0520)	NA	- 1,1108*** (0,0248)
Log P	- 0,0338** (0,0115)	0,0173** (0,0062)	- 0,0177** (0,0061)
Log Y	0,4166*** (0,0093)	0,4116*** (0,0066)	0,4118*** (0,0065)
Número de observações	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,3867	0,7434	0,7285
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,3864	0,7296	0,7284
Teste F (a) (resultado)		10774,7	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b)(resultado)		87,64	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		16,55	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		2,56E-04	
Teste CD de Pesaran (resultado)		302,03	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE E – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O CEARÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
P	1.39	0.721133
F	1.33	0.754032
BFp	1.05	0.948864
VPIB	1.05	0.955551
-----+-----		
Mean VIF	1.20	

Resultados de Painel **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios
(sem tratamento da dependência espacial)

CEARÁ			
Log C	Pooled	EF	EA
Intercepto	1,0999** (0,3735)	NA	- 4,3202*** (0,4029)
Log P	0,1749 *** (0,0264)	0,4276*** (0,0165)	0,4046*** (0,0169)
Log F	1,6675*** (0,0611)	0,6396*** (0,0507)	0,8036*** (0,0499)
Log BFp	- 0,2349*** (0,0396)	0,2896*** (0,0431)	0,1497*** (0,0410)
Log VPIB	- 0,0301 (0,0699)	0,1091*** (0,0390)	0,0983* (0,0403)
Número de observações	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,3987	0,5806	0,5447
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,3976	0,5418	0,5439
Teste F (a) (resultado)		2459,55	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b) (resultado)		29,37	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		74,3	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		2,81E-16	
Teste CD de Pesaran (resultado)		223,79	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE F – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O PARANÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
F	1.09	0.919401
P	1.08	0.926500
BFp	1.01	0.986248
VPIB	1.01	0.989877
-----+-----		
Mean VIF	1.05	

Resultados de Painei **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios
(sem tratamento da dependência espacial)

PARANÁ			
Log C	Pooled	EF	EA
	- 0,3808*** (0,0724)	NA	- 1,2142*** (0,0423)
Intercepto			
Log P	0.1573*** (0,0098)	0,2521*** (0,0046)	0,2474*** (0,0047)
Log F	1,7517*** (0,0439)	0,9541*** (0,0350)	1,0161*** (0,0344)
Log BFp	0,0037 (0,0047)	0,0136*** (0,0026)	0,0127*** (0,0026)
Log VPIB	0,0754* (0,0340)	0,0870*** (0,0149)	0,0838*** (0,0150)
Número de observações	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,3617	0,5982	0,5762
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,3612	0,5613	0,5759
Teste F (a) (resultado)		14555,4	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b) (resultado)		54,53	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		44,36	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		5,39E-09	
Teste CD de Pesaran (resultado)		318,05	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE G – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DIMENSÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O CEARÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
FE	2.38	0.419375
P	1.92	0.520672
FS	1.71	0.583165
FR	1.33	0.754132
BFp	1.29	0.774809
VPIB	1.05	0.953155
Mean VIF	1.61	

Resultados de Painel **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios (sem tratamento da dependência espacial)

Log C	CEARÁ		
	Pooled	EF	EA
Intercepto	1.7302*** (0,4403)	NA	- 2,4508*** (0,4222)
Log P	0,1391*** (0,0309)	0,2866*** (0,0205)	0,2756*** (0,0212)
Log FS	0.2835*** (0,0411)	0,0477 (0,0322)	0,0818* (0,0328)
Log FE	1,1136*** (0,0742)	0,8390*** (0,0594)	0,9146*** (0,0602)
Log FR	0,4460*** (0,0346)	- 0,0060 (0,0248)	0,0691** (0,0251)
Log BFp	- 0,2715*** (0,0423)	0,1971*** (0,0428)	0,0353 (0,0409)
Log VPIB	- 0,0449 (0,0697)	0,1136** (0,0378)	0,1006* (0,0399)
Número de observações	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,4041	0,6067	0,5614
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,4024	0,5698	0,5603
Teste F (a) (resultado)		1888,6	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b) (resultado)		31,63	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		76,49	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		1,89E-14	
Teste CD de Pesaran (resultado)		154,19	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE H – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM DIMENSÕES DO DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA O PARANÁ.

Fator de Inflação da Variância

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
FE	1.44	0.693069
P	1.37	0.731888
FS	1.21	0.828350
FR	1.14	0.875245
BFp	1.03	0.974001
VPIB	1.01	0.985288
-----+-----		
Mean VIF	1.20	

Resultados de Painel **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios
(sem tratamento da dependência espacial)

PARANÁ			
Log C	Pooled	EF	EA
	0,2642*** (0,0741)	NA	- 0,8035*** (0,0480)
Intercepto			
Log P	0,0775*** (0,0100)	0,1973*** (0,0063)	0,1877*** (0,0063)
Log FS	0,0388 (0,0280)	0,0871*** (0,0215)	0,0872*** (0,0213)
Log FE	1,7528*** (0,0396)	0,9727*** (0,0357)	1,0498*** (0,0349)
Log FR	0,3669*** (0,0207)	0,2117*** (0,0147)	0,2249*** (0,0146)
Log BFp	- 0,0048 (0,0044)	0,0170*** (0,0025)	0,0158*** (0,0025)
Log VPIB	0,0167 (0,0308)	0,0565*** (0,0143)	0,0506*** (0,0145)
Número de observações	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,4771	0,6323	0,6127
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,4764	0,5984	0,6122
Teste F (a) (resultado)		12757,7	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste F (b) (resultado)		47,65	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		76,92	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		1,54E-14	
Teste CD de Pesaran (resultado)		211,55	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%;
() não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE I – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS PARA O CEARÁ.

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
nserv	2.32	0.430240
nind	2.15	0.465417
bfp	1.31	0.764416
p	1.25	0.799198
nagro	1.10	0.909044
vpib	1.04	0.959216
-----+-----		
Mean VIF	1.53	

Resultados de Painei **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios (sem tratamento da dependência espacial)

Log C	CEARÁ		
	Pooled	EF	EA
Intercepto	- 5,0260*** (0,3497)	-	- 6,6161*** (0,3405)
Log P	0,264653*** (0,0215)	0,3253*** (0,0205)	0,3101*** (0,0179)
Log NInd	- 0,010496 () (0,0143)	0,0596*** (0,0163)	0,056*** (0,0149)
Log NServ	0,716211*** (0,0315)	0,6586*** (0,0527)	0,6919*** (0,0411)
Log NAgro	0,208956*** (0,0114)	0,0968*** (0,0164)	0,1295*** (0,0144)
Log BFp	0,067027(.) (0,0365)	0,2566*** (0,0426)	0,2097*** (0,0377)
Log VPIB	0,055052 (0,0603)	0,0808* (0,0387)	0,0763(.) (0,0392)
Número de observações	184	184	184
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R ²)	0,5533	0,5936	0,5838
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R ²)	0,5521	0,5556	0,5827
Teste F (a) (resultado)		2479,41	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,2E-16	
Teste F (b) (resultado)		19,92	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		30,77	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste CD de Pesaran (resultado)		110,76	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE J – FATOR DE INFLAÇÃO DE VARIÂNCIA (VIF) E ESTIMATIVAS DO MODELO COM SETORES ECONÔMICOS PARA O PARANÁ.

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
nserv	1.54	0.649932
nind	1.39	0.718088
P	1.12	0.891430
nagro	1.04	0.964964
bfp	1.02	0.975943
Vpib	1.01	0.994737
-----+-----		
Mean VIF	1.19	

Resultados de Painei **NÃO** Espacial em Pooled, Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios
(sem tratamento da dependência espacial)

Log C	PARANÁ		
	Pooled	EF	EA
Intercepto	- 4,4343*** (0,0904)	-	- 5,0848*** (0,0667)
Log P	0,1032*** (0,0092)	0,1322*** (0,0047)	0,1353*** (0,0046)
Log NInd	0,0865*** (0,0122)	0,1036*** (0,0105)	0,0992*** (0,0102)
Log NServ	1,0226*** (0,0254)	1,2194*** (0,0251)	1,1854*** (0,0238)
Log NAgro	0,1427*** (0,0094)	0,0829*** (0,0171)	0,1071*** (0,0145)
Log BFp	0,0021() (0,0045)	0,006** (0,0021)	0,0063** (0,0022)
Log VPIB	0,086** (0,0311)	0,0468*** (0,0122)	0,0497*** (0,0124)
Número de observações	399	399	399
Tamanho do período (t)	12	12	12
Coeficiente de Determinação (R2)	0,4641	0,7272	0,7098
Coeficiente de Determinação - ajustado (Adj. R2)	0,4634	0,7021	0,7094
Teste F (a) (resultado)		14017	
Teste F (a) (p-valor do teste)		2,2E-16	
Teste F (b) (resultado)		70,04	
Teste F (b) (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste de Hausman Espacial (resultado)		190,82	
Teste de Hausman Espacial (p-valor do teste)		2,20E-16	
Teste CD de Pesaran (resultado)		122,74	
Teste CD de Pesaran (p-valor do teste)		2,20E-16	

Notas: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

(a) Teste F, para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

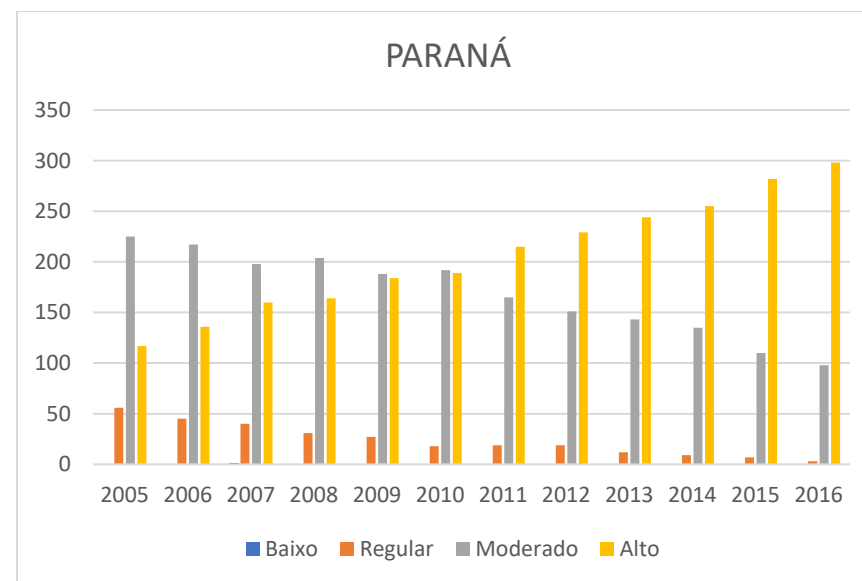
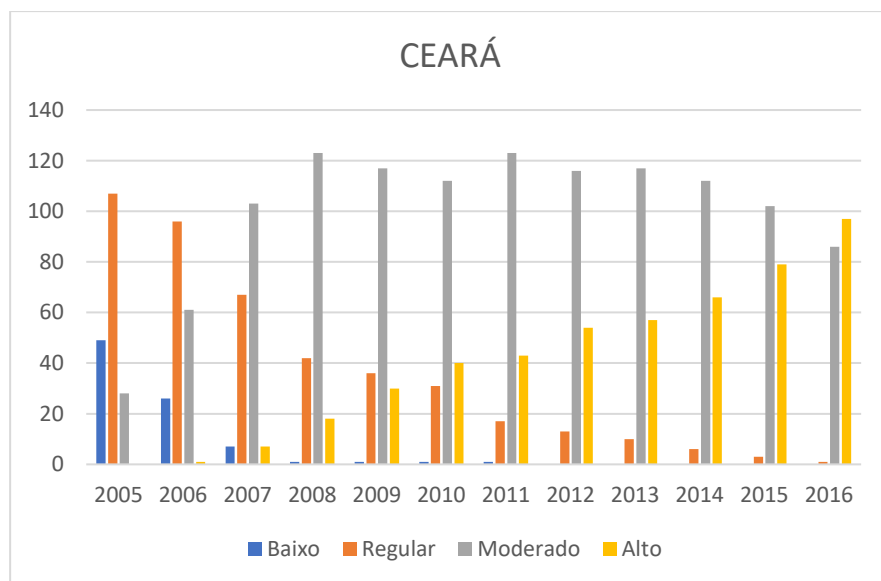
(b) Teste F para verificar se a heterogeneidade não-observada é irrelevante (hipótese nula).

APÊNDICE K – LISTAS DE MUNICÍPIOS PARANAENSES COM ALTO NÍVEL DE DESENVOLVIMENTO HUMANO EM 2005 E 2016.

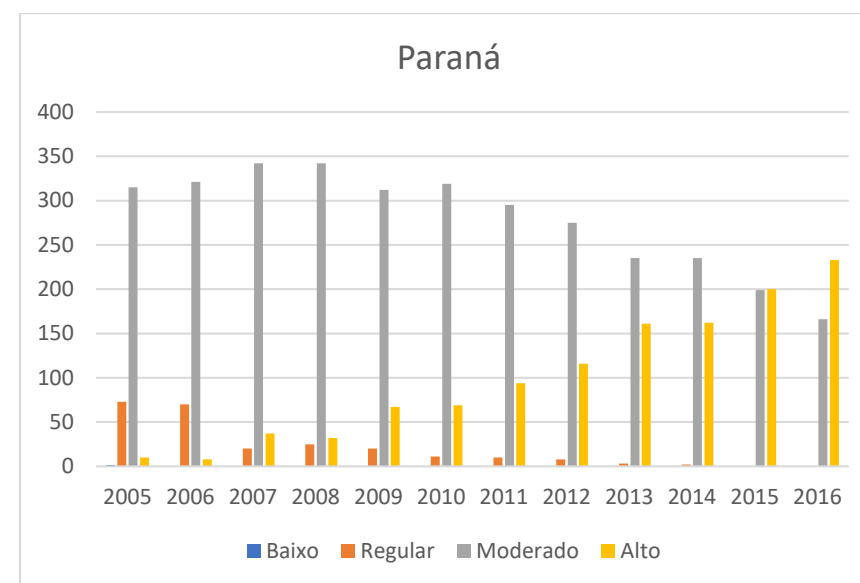
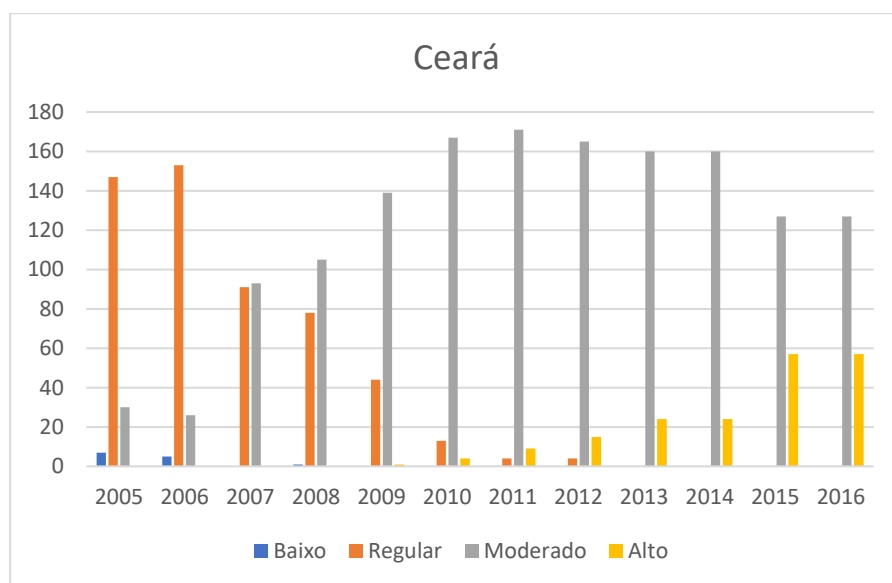
2005	2016			
Altônia	Apucarana	Florestópolis	Marilena	Rolândia
Apucarana	Arapongas	Francisco Beltrão	Maringá	Sabáudia
Arapongas	Astorga	Guarapuava	Matelândia	São João
Campo Mourão	Bom Jesus do Sul	Ibiporã	Medianeira	São José dos Pinhais
Cascavel	Cafelândia	Itapejara d'Oeste	Mercedes	São Manoel do Paraná
Cianorte	Cambé	Ivatuba	Nova Londrina	São Tomé
Curitiba	Cambira	Jaguapitã	Palotina	Serranópolis do Iguaçu
Francisco Beltrão	Campo Largo	Jandaia do Sul	Paraíso do Norte	Sertanópolis
Lobato	Campo Mourão	Joaquim Távora	Paranavaí	Tapejara
Londrina	Cascavel	Kaloré	Pato Branco	Toledo
Maringá	Céu Azul	Londrina	Pinhais	Umuarama
Pinhais	Cianorte	Mandaguaçu	Ponta Grossa	
Sabáudia	Curitiba	Mandaguari	Realeza	
São Tomé	Dois Vizinhos	Marechal Cândido Rondon	Rio Negro	

Fonte: dados trabalhos pela pesquisa a partir de informações da base Firjan.

**APÊNDICE L – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE SAÚDE –
CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.**



**APÊNDICE M – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE EDUCAÇÃO –
CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.**



**APÊNDICE N – EVOLUÇÃO HISTÓRICA DO SUBÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO DE EMPREGO E RENDA –
CEARÁ E PARANÁ – 2005 A 2016.**

